Aufstellung und Test einer Hypothese zum Konsumverhalten

Inaugural-Dissertation

zur

Erlangung des Grades eines Doktors

der

Wirtschafts- und Gesellschaftswissenschaften

durch die

Rechts- und Staatswissenschaftliche Fakultät

der

Rheinischen Friedrich-Wilhelms-Universität

zu

Bonn

vorgelegt von

Thomas Roman von Ungern-Sternberg

aus

Montreal

Bonn 1979

Aufstellung und Test einer Hypothese zum Konsumverhalten

Inaugural-Dissertation

zur

Erlangung des Grades eines Doktors

der

Wirtschafts- und Gesellschaftswissenschaften

durch die

Rechts- und Staatswissenschaftliche Fakultät

der

Rheinischen Friedrich-Wilhelms-Universität

zu

Bonn

vorgelegt von

Thomas Roman von Ungern-Sternberg

aus

Montreal

Bonn 1979

UNIV.
LEIDEN
BIBL.

Dekan: Professor Dr. Tomuschat

Erstberichterstatter: Professor Dr. von Weizsäcker
Zweitberichterstatter: Professor Dr. Schönfeld

Tag der mündlichen Prüfung: 27. August 1979

INHALTSVERZEICHNIS

Einleitung	1
Allgemeine Bemerkungen zur Konsumtheorie	8
Der Einkommensbegriff - kritische Betrachtung	16
Kritische Bemerkungen zu dem allgemeinen Ansatz für die Schätzung realer Kasseneffekte	25
Methodologische Vorbemerkungen zur Studie über Großbritannien	33
Das Modell	35
Inflationseffekte	45
Interpretation der Ergebnisse	59
Weitere Ergebnisse	67
Methodologische Vorbemerkungen zur Studie über Deutschland	71
Deutschland	72
Schlußfolgerungen	75
Tabellarischer Anhang	
Literaturliste	

Digitized by the Internet Archive
in 2026

https://archive.org/details/IA41536524_0035

EINLEITUNG

Es ist allgemein bekannt, daß die erste Hälfte der 70er Jahre in den meisten industrialisierten Ländern durch einen starken Rückgang der Konsumquote gekennzeichnet war. Dieser markante Rückgang wurde- wenn überhaupt- so nur durch sehr wenige ökonometrische Modelle prognostiziert und brachte die Wissenschaftler, die auf dem Gebiet der angewandten Ökonometrie arbeiten, in einige Verlegenheit. Da die "Veränderung des Konsumverhaltens" sich in einer nahezu unvorhergesehenen Weise vollzog, ist sie vielfach als ein "Strukturbruch" bezeichnet worden, ein Terminus, der häufig in etwas unpräzieser Weise benutzt wird. Es scheint deshalb angezeigt zu prüfen, was unter einem "Strukturbruch" zu verstehen ist. Es sollen nachstehend zwei mögliche Definitionen erläutert werden, um das Problem, das hier zur Erörterung steht, klar herauszustellen:

1) Ein Strukturbruch ist eine absolut unerklärbare Veränderung des wirtschaftlichen Verhaltens, oder

2) ein Strukturbruch ist eine Veränderung des wirtschaftlichen Verhaltens, die auf der Grundlage der verfügbaren Informationen nicht vorausgesagt worden ist und vielleicht auch nicht vorausgesagt werden konnte.

Die erste dieser beiden Definitionen ist etwas dubios, denn es gehört zu den Grundvoraussetzungen des wissenschaftlichen Denkens, daß jede Wirkung auch eine Ursache haben muß. Wenn man lang und gründlich genug nach der Ursache forscht, so sollte sich die Veränderung als ein erklärbares Phänomen erweisen.

Die zweite Definition ist differenzierter.Für das

Nichterkennen eines Strukturbruchs kann es zwei Gründe geben: Entweder a) die Wirtschaftswissenschaftler haben nicht mit der gebotenen Sorgfalt gearbeitet, denn eine genügend gründliche Untersuchung der historischen Daten hätte eine genaue Vorhersage möglich gemacht, oder b) die historischen Daten waren in ihrem Informationsgehalt tatsächlich nicht ausreichend, um das jetzige Ereignis vorauszusagen.

Der Verfasser ist der Auffassung, daß man sich bezüglich der Konsumquote wahrscheinlich in dieser letzteren Situation (Typ b) befunden hat.

Ebenso wie den anderen Sozialwissenschaften, so fehlt es auch den Wirtschaftswissenschaften an ausreichenden empirischen Daten. Den wenigen Daten, die verfügbar sind, kann eine große Zahl möglicher Ursachen zugrunde liegen. Der Wirtschaftswissenschaftler kann im Stadium der Datenbildung keine dieser möglichen Ursachen ausschließen. Dies erschwert in hohem Maße die Interpretation des verfügbaren Materials. Im Übrigen sind zuverlässige Informationen auch nur in sehr begrenztem Maße vorhanden. (Sogar in dieser einfachen Studie über das aggregate Konsumverhalten war der Verfasser durch die Kürze der verfügbaren Zeitreihe einer der Variablen stark behindert). Wie kann die Wechselwirkung einer großen Anzahl potentiell erklärender Variablen untersucht werden, wenn nur über drei oder vier von ihnen Daten vorhanden sind? Die Tatsache, daß der Wirtschaftswissenschaftler das Mosaik des wirtschaftlichen Verhaltens zumeist nur langsam zusammensetzen kann, erklärt sich auch daraus, daß viele Bausteine, die er für seine Arbeit benötigt, nicht vorhanden sind.

Vom Standpunkt der betroffenen Menschen ist es von großem Vorteil, daß die volkswirtschaftliche Entwicklung im allgemeinen recht stetig ist und Veränderungen sich über

längere Zeitspannen hinziehen. Für den Ökonometriker bedeutet dies jedoch, daß viele der erklärenden Variablen sich über die ganze Datenperiode hinweg entweder kaum verändern, oder sich nur im Rahmen eines bestimmten Trends entwickeln. Dies erschwert die Untersuchung der Bedeutung dieser Faktoren sehr wesentlich. Solche Variablen können in eine Regression meist nur in der Form von expliziten oder impliziten ceteris paribus Bedingungen eingehen.

Die Anzahl der Beobachtungen oder Freiheitsgrade läßt oft keinen Rückschluß zu auf das Ausmaß von Informationen, das einem Ökonometriker zur Verfügung steht. Im Extremfall können 100 identische Beobachtungen kaum mehr Informationen enthalten, als jede dieser Beobachtungen einzeln genommen. Man kann deshalb dem Ökonometriker keinen Vorwurf machen, wenn seine Prognosen von der Realität oft erheblich abweichen. Auch er kann nicht mehr tun, als die Information, die ihm zur Verfügung steht, optimal nutzen.

Es ist daher um so überraschender, daß ein "Strukturbruch" dem Ökonometriker oft mehr Sorge als Freude zu bereiten scheint. Es ist zwar richtig, daß seine Prognosen sich (wieder einmal) als unrichtig erwiesen haben und seine Gleichungen nur ein sehr unvollständiges Bild der Realität darstellen. Andererseits aber stehen ihm nun neue Erkenntnisse zur Verfügung; er hat Informationsmaterial gewonnen, das es ihm ermöglichen sollte, die Menge aller datenkompatiblen Erklärungen weiter einzuschränken. Er kann den Einfluß von Variablen untersuchen, die bisher immer konstant geblieben waren. Ein Dummy oder ähnliche Instrumente zu benutzen, um über einen Strukturbruch hinwegzukommen, würde dann eine Verschwendung wertvoller Information bedeuten. Natürlich kann es auch sein, daß die Veränderung durch eine Variable verursacht worden ist, die man nicht

messen kann. Der Einsatz eines Dummys ist dann die einzig mögliche Lösung. Bevor man diesen Weg beschreitet, sollte man jedoch nach anderen Gründen suchen, aus denen die Veränderung sich möglicherweise erklären könnte und für die Daten vorhanden sind. Dieses Verfahren hat den Vorteil, daß etwas geschaffen wird, wovon später, wenn mehr Daten verfügbar werden, eventuell bewiesen werden kann, daß es falsch ist. Es wird also eine falsifizierbare Hypothese aufgestellt.

Das Ziel des Verfassers ist es, eine solche falsifizierbare Hypothese für die "Veränderung des Konsumverhaltens" in den 70er Jahren aufzustellen. Einer der Gründe, warum dieser Weg beschritten wird, ist der, daß die landläufigen Erklärungen zu diesem Phänomen mit der Grundauffassung des Verfassers nicht in Einklang stehen und ihn nicht überzeugen. Diese Erklärungen laufen darauf hinaus, daß der Rückgang in der Konsumquote durch ein pessimistisches Zukunftsbild und ein erhöhtes Unsicherheitsgefühl der Bevölkerung zu erklären ist. Die Hauptgründe, die nach Meinung des Verfassers dieser Theorie entgegenstehen, sind diese:

Das Konsumverhalten, wie auch ein Großteil des übrigen Verhaltens des Menschen, ist in hohem Maße extrapolativ. Es muß etwas sehr außergewöhnliches geschehen, um an dem Verhalten des Menschen etwas zu ändern. Die nicht allzu schwerwiegende volkswirtschaftliche Unbeständigkeit der 70er Jahre kann wohl nicht als ernste Krise oder gar als Zusammenbruch unseres Wirtschaftssystems bewertet werden. Nur ein relativ kleiner Teil der Bevölkerung hatte Anlaß zu befürchten, den Arbeitsplatz zu verlieren. Die besser situierten Schichten und die qualifizierten Arbeitskräfte hatten keinen Grund, eine Verschlechterung ihrer wirtschaftlichen Situation zu erwarten. Wenn aber nur ein

geringer Teil der Bevölkerung sein Sparverhalten ändert, so bewirkt dies noch nicht eine Steigerung der Sparquote von 9% auf 15%. Dies würde vielmehr Verhaltensänderungen eines Großteils der Bevölkerung voraussetzen. Nach Auffassung des Verfassers kann der Rückgang der Konsumquote, wenn überhaupt, dann nur zu einem sehr geringen Teil auf gefühlsmäßige Reaktionen der Bevölkerung zurückgeführt werden. Er hält es deshalb für notwendig, die Möglichkeit anderer Ursachen für dieses Phänomen wissenschaftlich zu untersuchen. Insbesondere will er prüfen, ob die Veränderung des Konsumverhaltens nicht primär auf verschiedene Inflationseffekte zurückzuführen ist.

Solche Überlegungen sind in der einen oder anderen Form auch schon zu früherer Zeit angestellt worden. Den realen Kasseneffekt gibt es schon seit Pigou[1] (1943), und es sind seitdem eine Unzahl von Gleichungen geschätzt worden, die den realen Kasseneffekt enthalten. Besonders in den letzten Jahren sind Inflation und ihre Nebenwirkungen in so vielen Varianten in Konsumfunktionen eingeführt worden, daß es den Anschein hat, als ginge es dabei vor allem um die Spezifizierung einer gut passenden Gleichung und nicht so sehr um die Fortentwicklung der ökonomischen Theorie. Der Verfasser ist bestrebt gewesen, eine solche Akzentverschiebung zu vermeiden, indem er als erstes eine sehr einfache Theorie aufstellte und erst dann untersuchte, ob diese Theorie datenkompatibel ist. Auch war er bemüht, das empirische Material ein wenig gründlicher zu untersuchen, als es normalerweise in solchen Studien der Fall zu sein

---

1) A.C. Pigou : "The Classical Stationary State", Economic Journal LIII (1943), S. 343-351

pflegt.

Wenn sich diese Arbeit, nach Meinung des Verfassers, von früheren Studien über denselben Fragenkomplex unterscheidet, so ist dazu folgendes zu sagen:

a) Es wird versucht darzulegen, daß die allgemein angewandte Methode, reale Kasseneffekte in Konsumfunktionen einzuführen, zu restriktiv ist und daß infolgedessen ein Großteil der Inflationseffekte nicht erfasst wird. Wenn in einer Anzahl früherer Studien keine ökonomisch relevanten Inflationseffekte festgestellt wurden, so kann dies durchaus in der Fehlspezifizierung der Gleichungen seinen Grund haben.

b) Es wird nachgewiesen, daß man sehr wohl ökonomisch und auch statistisch wichtige Inflationseffekte erhält, wenn man diese Fehlspezifizierung vermeidet.

c) Diese Tests werden innerhalb eines Rahmens durchgeführt, der neuerdings von Davidson, Hendry, Srba und Yeo [1] entwickelt worden ist. Nach Kenntnis des Verfassers ist dies der erste Versuch, einen Rahmen zu entwickeln, in dem man alternative Hypothesen zum Konsumverhalten testen kann. Da es mit diesem Modell möglich ist, die Funktionen in Wachstumsraten anstatt absoluten Größen zu schätzen, vermeidet man die Probleme, die sich ergeben, wenn man mit Variablen mit einer starken Trendkomponente arbeitet.

d) Es werden gewisse Verbesserungen dieses Rahmens vorgeschlagen, um seine ökonomische Glaubwürdigkeit zu erhöhen.

---

1) Davidson, Hendry, Srba und Yeo: "Econometric Modelling of the Aggregate Time-Series Relationship between Consumers' Expenditure and Income in the United Kingdom" Economic Journal 88 (1978), S.661-692

e) Die Gleichungen, die für diese Arbeit geschätzt wurden, sind nach Auffassung des Verfassers sowohl nach wirtschaftlichen wie auch nach statistischen Kriterien sehr akzeptabel. Die Inflationseffekte sind signifikant, und die Parameterwerte aus verschiedenen Gründen einleuchtend.

f) Als zusätzliche Kontrolle wurde die Theorie für Großbritannien wie auch für Deutschland getestet. Dabei wurden sehr ähnliche Ergebnisse erhalten. Im Hinblick darauf, daß die Entwicklung der Inflation in diesen beiden Ländern recht verschieden gewesen ist, können diese Ergebnisse als Indiz für die Glaubwürdigkeit der Theorie des Verfassers gewertet werden.

Abschließend noch eine kurze methodologische Bemerkung: Der Verfasser ist sich natürlich darüber im Klaren, daß empirisches Material die Richtigkeit einer Theorie nie schlüssig beweisen kann. Das Beste, was man zu erreichen hoffen kann, ist der Nachweis, daß die zur Debatte stehende Theorie datenkompatibel ist. Das im empirischen Teil dieser Arbeit angestrebte Ziel beschränkt sich daher darauf zu zeigen, daß zumindest das empirische Material eine Verwerfung der vom Verfasser entwickelten Theorie nicht rechtfertigt.

I. Kapitel

Allgemeine Bemerkungen zur Konsumtheorie

Die Entwicklung der "Lebenszyklus Hypothese" (L.C.H.) und der "permanenten Einkommenshypothese" (P.I.H.) ist wohl maßgeblich auf das Bestreben zurückzuführen, die widersprüchlichen Erkenntnisse über die Grenzkonsumquote, die einerseits aus Zeitreihen- und andererseits aus Querschnittsanalysen gewonnen wurden, miteinander in Einklang zu bringen. Die beiden Theorien haben darüber hinaus jedoch ein Umdenken in der Frage des Konsumverhaltens ausgelöst, das wesentlich tiefer geht. Der Standpunkt, der sich in der absoluten Einkommenshypothese widerspiegelt, besagte, daß laufende Konsumentscheidungen vor allem durch die Werte laufender Variablen beeinflußt werden. An die Stelle dieser Auffassung trat nun die Erkenntnis , daß die Konsumentscheidung auf intertemporaler Basis erfolgt und daß für einen rationell handelnden Konsumenten vergangene, gegenwärtige und künftige Variablen bezüglich seiner laufenden Entscheidung, von gleicher Bedeutung sind.

Bei ökonometrischen Schätzungen stellte sich heraus, daß über längere Zeiträume hinweg sowohl die Keynessche als auch die L.C.H. Konsumfunktion recht gute Resultate lieferten. (Die L.C.H. und die P.I.H. sind sich im übrigen ähnlich genug, um in diesem Kapitel nur eine der beiden herauszuziehen). Eine mögliche Erklärung für die ähnlich guten Resultate der theoretisch so verschiedenen Funktionen könnte sein,

daß vergangene, gegenwärtige und erwartete zukünftige Variablen sich so ähnlich entwickeln, daß sie hochgradig colinear sind. Es ist dann nicht überraschend, daß sehr verschiedene Theorien - solange sie auch nur eine dieser Variablen enthalten - doch zu recht ähnlichen Ergebnissen führen.

Der Rückgang der Konsumquote in den 7oer Jahren wird oft als Beispiel für einen Zeitraum angesehen, in dem die Erwartungen bezüglich des zukünftigen Einkommens stark vom laufenden Wert dieser Variablen abweichen. Man kann dann argumentieren, daß der Rückgang der Konsumquote zwar mit der L.C.H. gut zu vereinbaren ist, andererseits aber deutlich erkennen läßt, wie unzureichend die Auffassung der absoluten Einkommenshypothese ist.

Der Verfasser will im folgenden einige sehr allgemeine theoretische Überlegungen darüber anstellen, warum eine Rückkehr von der Grundauffassung, die der L.C.H. zugrunde liegt, zu der wesentlich einfacheren Welt der Keynesschen Konsumfunktion gerechtfertigt sein könnte.

Man versuche sich vorzustellen, man müsse das Nutzenmaximierungsproblem der L.C.H. in einer lebensnahen Situation explizit lösen. Die erste Schwierigkeit, die einem begegnet, ist die große Unsicherheit über die Zukunft. Will man diese Unsicherheit merklich verringern, so ist die Beschaffung des erforderlichen Informationsmaterials mit sehr hohen Kosten verbunden, sofern es überhaupt zu beschaffen ist. Würde der Konsument versuchen, das Nutzenmaximierungsproblem ohne äußere Hilfe (dieser Begriff wird später noch genauer erläutert) zu lösen, so wäre zu erwarten, daß grobe Fehlentscheidungen stattfinden, schon allein deshalb, weil er die Zukunft falsch eingeschätzt hat.Wie kommt es

dann, daß empirische Tests stark vereinfachter Versionen der L.C.H., in denen die Informationsprobleme weitgehend ausser acht gelassen werden, so gute Ergebnisse liefern? Man könnte sich auf das Gesetz der großen Zahlen berufen. Die Fehler der einzelnen Konsumenten könnten sich gegenseitig aufgehoben haben, so daß die aggregate L.C.H. Konsumfunktion eine gute Approximation der aggregaten Daten liefert. Für das Individuum ist dies indessen eine sehr unbefriedigende Lösung. Es ist doch daran interessiert, seinen eigenen Konsum möglichst weitgehend dem anzupassen, was auf Grund einer vollen Information L.C.H. richtig sein würde; diese steht ihm aber nicht zur Verfügung.

Wie kann solche Information beschafft werden? Da Information die Charakteristika eines öffentlichen Gutes besitzt, ist es unwahrscheinlich, daß die unabhängige Suche jedes Einzelnen nach Information zu effizienten Resultaten führt. Die Lösung, die hier vorgeschlagen wird, ist mithin auch derart, daß die Skalenertragseigenschaften der Information voll ausgenutzt werden. Eine der nächstliegenden Quellen dieser Art von Information ist die Erfahrung älterer Generationen. Unter der Voraussetzung, daß die grundlegenden Unsicherheiten des Lebens (d.h. diejenigen, die sich nur schwer eliminieren lassen) sich von Generation zu Generation nicht allzu stark verändern, kann die Erfahrung früherer Generationen sehr nützlich sein. Auch kann sie mit relativ geringem Kostenaufwand übermittelt werden. Es ist anzunehmen, daß ein solcher Prozess stattfindet. Wird nicht das Verhalten des Menschen auf vielen Gebieten durch Tradition, Erziehung, Ausbildung etc. beeinflußt? Alles dies ist eine Weitergabe von Information und Verhaltensregeln von einer Generation an die nächste. Warum sollte das Konsumverhalten nicht auch solchen Einflüssen unter -

liegen?

Das nächste Problem, das zu untersuchen ist, ist die Form, in der Information von Generation zu Generation weitergegeben wird. Wenn auch ein Soziologe diese Frage sicherlich besser beantworten könnte als ein Volkswirt, so kommen einem doch gleich zwei einfache Lösungswege in den Sinn:

a) Die Information wird in der Form von numerischen Werten für gewisse unbekannte Parameter weitergegeben. Auf der Grundlage dieser Information kann das Maximierungsproblem der L.C.H. dann wesentlich leichter gelöst werden.

b) Eine andere Möglichkeit bestünde darin, an die nächste Generation gewisse Verhaltensregeln weiterzugeben. Diese Regeln sollten folgende Eigenschaften haben:

1) Der Einzelne braucht nur relativ wenig Information, um sich an sie zu halten, und

2) wenn er sich an diese Regeln hält, so führt dies -- unter recht allgemeinen Umständen- zu einer Verhaltensweise, die der vollen Information L.C.H. sehr nahe kommt.

Der Verfasser gibt der Lösung b) den Vorrang gegenüber der Lösung a). Es erscheint ihm nicht allzu schwierig relativ einfache Verhaltensregeln zu formulieren, die unter normalen Umständen zu nahezu optimalen Verhalten führen können. Außerdem erscheint b) vom soziologischen Standpunkt aus gesehen wesentlich plausibler als a). Man kann viele Parallelen ziehen zwischen dem Verhalten der Menschen und dem der Tiere, und im Falle der letzteren ist es eine allgemein anerkannte Tatsache, daß viel Erfahrung in der Form von automatischen Reaktionen auf äußere Anstöße weitergegeben wird.

Was hier vorgeschlagen wird, ist im Bereich der Wirtschaftstheorie im übrigen nichts Neues. So beruht z.B. die

Literatur über die "allocation of effort" (siehe u.a. Radner u. Rothschild) [1] auf demselben Grundprinzip. Gäbe es keine Informations- und Rechenkosten, so könnte jeweils das Optimierungsproblem auch immer explizit aufgestellt und gelöst werden. Dies wird aber untunlich, wenn diese Kosten allzu hoch werden; man muß dann versuchen, sich durch einfache Faustregeln weiterzuhelfen. Zudem sollte man nicht außer Acht lassen, daß selbst Regeln, die auf den ersten Blick mit dem ursprünglichen Optimierungsproblem nur recht wenig zu tun zu haben scheinen, dennoch zu Lösungen führen können, die dem Optimum bei voller Information recht nahe kommen, wenn sie nur gut konzipiert sind.

Es lohnt sich vielleicht, die Frage zu prüfen, ob die Kenntnis der wahren Verhaltensregeln - soweit solche überhaupt existieren - von praktischen Nutzen sein kann.Die Antwort wird hier im Bezug auf Konsumverhalten formuliert, aber sie ist natürlich, mutatis mutandis, auch für jedes andere Gebiet gültig. Nach Ansicht des Verfassers ist die Erforschung der Verhaltensregeln des Menschen hauptsächlich aus den nachstehenden Gründen von Interesse:

a) Die Mehrheit der Parameter, die in die L.C.H. eingehen, kann - wenn überhaupt- so nur schwer gemessen werden. Dies macht die Erstellung von Prognosen sehr schwierig. Würde es sich ergeben, daß die Verhaltensregeln der Konsumenten vorwiegend auf laufenden, leicht zu beobachtenden Variablen basieren, so würden ökonometrische Prognosen wesentlich leichter sein.

b) Sind die Verhaltensregeln, die das Konsumverhalten bestimmen, nicht frei von Fehlern, so kann es dazu kommen,

---

1) R. Radner u. M. Rothschild: "On the Allocation of Effort" Journal of Economic Theory. Vol. 10 1975, S.358-376

daß die tatsächlich festgestellten Konsumentscheidungen von denen der L.C.H. abweichen. Nur die Kenntnis der wahren Verhaltensregeln kann dann genaue Prognosen je möglich machen.

c) Falls es richtig ist, daß ein Großteil des menschlichen Verhaltens auf einfachen Entscheidungsregeln beruht, die hauptsächlich von laufenden Variablen bestimmt sind, so wird dadurch die Bedeutung der Erwartungen in der Wirtschaftstheorie stark vermindert. Dies würde eine Akzentverschiebung in den Bemühungen der Wirtschaftswissenschaftler rechtfertigen. Anstatt das Hauptaugenmerk auf Erwartungsmechanismen zu richten, wäre es angebracht, die Gesetzmäßigkeiten, die die Entwicklung laufender ökonomischer Variablen verbinden, genauer zu studieren.

Der Leser wird zugestehen, daß eine umfassende Studie aller Regeln, die das Konsumverhalten beeinflussen können, über den Rahmen dieser Arbeit hinausgehen würde. Der Verfasser will sich deshalb darauf beschränken eine sehr einfache ad hoc Regel zu spezifizieren, die die aggregaten Konsumausgaben möglicherweise steuern könnte. Diese Regel stellt sich wie folgt dar:

Es ist von der P.I.H. her bekannt, daß das optimale Konsumverhalten eine ungefähre Proportionalität zwischen permanentem Konsum und permanentem Einkommen aufrechterhält. Das Hauptproblem, das dieser Formel innewohnt, besteht darin, daß der Konsument entscheiden muß, welche Einkommensveränderungen transitorisch und welche permanent sind. Man darf davon ausgehen, daß es oft ex ante gar nicht möglich ist zu entscheiden, ob das eine oder das andere der Fall ist. Man kann kaum etwas anderes tun, als zu versuchen, den beiden Möglichkeiten eine ex ante

Wahrscheinlichkeit zuzuschreiben. Je nachdem, ob eine gegebene Einkommensveränderung fortdauert oder nicht, wird sich auch diese Wahrscheinlichkeit ändern. Wir gehen von der Unterstellung aus, daß die Permanenz einer Einkommensveränderung mit um so größerer Wahrscheinlichkeit angenommen werden kann, je länger sie schon angedauert hat. Die ältere Generation weiß aus eigener Erfahrung, wie auch aus der , die sie ihrerseits von ihren Vorfahren übernommen hat, wie diese ex ante Wahrscheinlichkeiten sich darstellen. Es stellt sich nun die Frage, wie man eine möglichst einfache Verhaltensregel für die Weitergabe dieser Information aufstellen kann.

Es soll zunächst einmal untersucht werden, wie sich die Vermögensentwicklung in diesem Rahmen darstellt. Um das Problem soweit wie möglich zu vereinfachen, wird von einer Welt mit null Wachstum bezüglich des Einkommens und einer langfristigen Konsumquote von eins ausgegangen. Auch wenn man an diesen sehr restriktiven Annahmen nicht festhalten wollte, würde sich die Substanz des Argumentes dadurch nicht ändern. Ein Rückgang des Einkommens wird zunächst eine Steigerung der Relation zwischen Vermögen und Einkommen bewirken. Der sich gleichzeitig vollziehende Anstieg der Konsumquote wird jedoch zur Folge haben, daß das Vermögen langsam abgebaut wird; das Verhältnis zwischen Vermögen und Einkommen kehrt damit in etwa wieder auf seinen ursprünglichen Stand zurück. Wie schnell dieser Prozess abläuft, hängt natürlich davon ab, wie hoch die ex ante Wahrscheinlichkeit für den transitorischen Charakter der Einkommensveränderung ist. Betrachtet man die Einkommensveränderung als permanent, kehrt das Verhältnis zwischen Vermögen und Einkommen nur sehr langsam zu seinem ursprünglichen Stand zurück. Daraus ergibt sich der folgen-

de Ansatz für die Formulierung einer Verhaltensregel: Es ist eine Regel zu finden, die die Konsumquote als Funktion der Abweichung des Verhältnisses zwischen Vermögen und Einkommen von seinem normalen Wert angibt. Bei richtiger Bestimmung der Anpassungskoeffizienten kann ohne große Schwierigkeit ein optimaler Konsumpfad erhalten werden. Für die empirische Arbeit wird der Verfasser annehmen, daß eine solche einfache Verhaltensregel eine adäquate Approximation der Realität sein kann, d.h. er wird versuchen zu zeigen, daß eine derart spezifizierte Konsumfunktion geeignet ist, die beobachteten Daten gut zu approximieren. Was die Spezifizierung angeht, ist dies nicht besonders neu; eine größere Zahl von Konsumfunktionen sind schon in ähnlicher Weise geschätzt worden. Das eigentliche Ziel des Verfassers in diesem Kapitel ist es, aufzuzeigen, daß dieselbe Formulierung auf der Grundlage sehr verschiedener Theorien des Konsumverhaltens abgeleitet werden kann. Nicht all diese Theorien messen den Erwartungen dieselbe Bedeutung bei. Der Ansatz des Verfassers geht in eine andere Richtung. Er will darlegen, daß das Konsumverhalten (ähnlich eines Thermostaten) durch wenige und einfache Anpassungsmechanismen bestimmt wird, die <u>außschließlich</u> auf laufenden und vergangenen Daten beruhen.

II.Kapitel

Der Einkommensbegriff - kritische Betrachtung

Es soll ausgegangen werden von folgenden zwei wohlbekannten Definitionen des Einkommens:

1) Verfügbares Einkommen, Y^D, ist laut der Definition in der volkwirtschaftlichen Gesamtrechnung: Verfügbares Einkommen des persönlichen Sektors = Löhne + Gehälter + netto Zinseinkommen + Dividenden + Einkommen aus selbständiger Arbeit + netto Transfereinkommen [1)]

2) Tatsächliches Einkommen, Y^T, ist die ökonomische Definition von Einkommen, wie man sie z.B. im Hicks "Value and Capital", S.172-176 findet. Das Einkommen einer Periode ist das, was man in der Periode ausgeben kann, ohne sein reales Vermögen zu verändern.

Die Definition von Y^D, die ausschließlich Stromgrößen einbezieht, unterscheidet sich von der Definition von Y^T vor allem dadurch, daß alle Veränderungen im realen Wert von Bestandsgrößen, die nicht die Form von Strömen haben, außer Betracht bleiben. Nur wenn diese Veränderungen sich zufälligerweise kompensieren, sind die Definitionen von Y^D und Y^T identisch.

Die Gründe, warum man Veränderungen im realen Wert von Bestandsgrößen aus der Buchhaltungsdefinition ausgeschlossen hat, sind naheliegend. Solange es keine zuverlässige

1) Vergleiche Economic Trends. Annual supplement 1976

Bemessungsgrundlage für den realen Wert von Bestandsgrößen gibt, müssen solche Veränderungen unberücksichtigt bleiben, um überhaupt eine messbare Größe erhalten zu können. Selbst wenn diese Schwierigkeit nicht existieren würde, wäre es zweifelhaft, ob solche Veränderungen in die Definition des verfügbaren Einkommens miteinbezogen werden sollten. Vermögen kann in sehr verschiedenen Formen besessen werden, und der Wert jeder dieser Vermögensarten kann aus unterschiedlichen Gründen Änderungen unterliegen. Diese Änderungen können transitorisch oder permanent sein. Der Verkauf gewisser Vermögensarten kann mit hohen Transaktionskosten verbunden sein. Der Konsument kann über die Wertveränderungen einiger seiner Vermögensbestandteile informiert sein oder auch nicht. Wollte man alle Wertschwankungen der verschiedenen Vermögensposten in die Definition des verfügbaren Einkommens einbeziehen, so würde diese Variable einer solchen Vielzahl verschiedener Einflüsse unterliegen, daß man kaum bestimmen könnte, was für eine volkswirtschaftliche Bedeutung ihr eigentlich zuzuschreiben ist. Läßt man die Wertveränderungen außer Betracht, so hat man wenigstens eine feste Basis.

Andererseits aber ist es möglich, daß die augenscheinliche Einfachheit der Buchhaltungsdefinition dazu geführt hat, gewisse mit dem Einkommensbegriff verbundene Probleme, die sowohl ökonomisch als auch ökonometrisch von Bedeutung sind, zu ignorieren. Dies wird deutlich, wenn man den nachstehenden dritten Einkommensbegriff zur Diskussion stellt:

3) Wahrgenommenes Einkommen (perceived income) Y^N, ist die Einkommensvariable, auf Grund derer die Konsumentscheidungen tatsächlich getroffen werden.

Man kann nun nachfolgende Überlegungen anstellen:

a) Man nehme an es gilt: $Y^N = Y^T$ aber $\neq Y^D$. Die wahre Konsumfunktion kann dann (um ein einfaches Beispiel zu wählen) lauten: 1) $C=a_1+c_1Y^N$, der Ökonometriker jedoch wird versuchen die Funktion 2) $C=a_2+c_2Y^D$ zu schätzen. Solange das Verhältnis zwischen Y^N und Y^D relativ konstant ist, ist dies von nur begrenzter Bedeutung. Die Parameterwerte der Funktion 2) mögen von den wahren Werten der Funktion 1) geringfügig abweichen, aber Funktion 2) wird dennoch eine gute Approximation der gemessenen Daten abgeben und auch bei Prognosen zufriedenstellende Resultate erbringen.

Qualitativ ähnliche Resultate erhält man bei b) $Y^N=Y^D$ aber $\neq Y^T$. In diesem Fall wird die geschätzte Konsumfunktion der wahren Beziehung entsprechen, und sofern Y^T und Y^N sich ähnlich entwickeln, entsteht auch kein Schaden dadurch, daß der Konsument seine Konsumentscheidungen nicht an der Menge von Gütern und Dienstleistungen orientiert, die für ihn tatsächlich verfügbar sind.

Schließlich ändert sich auch nicht viel im Falle c) $Y^N \neq Y^T \neq Y^D$. Wieder werden keine wesentlichen ökonomischen oder ökonometrischen Verzerrungen auftreten, vorausgesetzt, daß alle drei Variablen sich in etwa ähnlich entwickeln.

Probleme treten nur auf, wenn das Verhältnis zwischen den drei Variablen nicht konstant ist. Eine erneute Prüfung der vorstehend aufgeführten Fälle unter dieser Prämisse ergibt folgendes:

a) $Y^N=Y^T$ aber $\neq Y^D$ und die Entwicklung von Y^D ist anders als die von Y^N. Vom volkswirtschaftlichen Standpunkt aus gesehen, gibt es wiederum keinen Grund zur Beunruhigung. Der Konsument absorbiert auch weiterhin einen bestimmten Anteil der Güter und Dienstleistungen, die ihm zur Verfügung stehen; was die Steuerung der Nachfrage angeht, so braucht man sich keine Gedanken machen, wie er reagieren wird. Der Ökonome-

triker dagegen wird es schwierig finden, eine stetige Funktion zwischen Konsum und verfügbarem Einkommen zu schätzen. Dies ist auch nicht anders zu erwarten. Die erklärende Variable, die er benutzt, ist nicht die richtige Variable, ja nicht einmal ein guter Proxy für sie. Hieraus resultiert unvermeidlich Instabilität.

b) $Y^N = Y^D$ aber $\neq Y^T$ und die Entwicklung von Y^N ist anders als die von Y^T. In diesem Falle wird der Ökonometriker keine Schwierigkeit haben, eine stetige Konsumfunktion zu schätzen, aber der Volkswirt wird um so mehr mit Problemen konfrontiert sein. Der Anteil der Gesamtproduktion, der für Konsumzwecke nachgefragt wird, ist nicht mehr konstant. Man muß auf der Nachfrageseite kompensatorische Maßnahmen ergreifen, um zu vermeiden, daß auch das Produktions- und Beschäftigungsniveau fluktuiert.

c) Im dritten Fall, in dem alle drei Einkommensvariablen sich verschieden entwickeln, treten die Schwierigkeiten der Fälle a) und b) kombiniert auf, d.h. Unstetigkeit manifestiert sich sowohl in der Gesamtnachfrage, als auch in der geschätzten Konsumfunktion. Erfahrungen aus der Vergangenheit lassen annehmen, daß Y^T, Y^D und Y^N sich in nicht inflationären Zeiten recht ähnlich entwickeln. Ob dies auch im Falle der Inflation zutrifft, lässt sich nicht so ohne weiteres sagen. Der Rückgang der Konsumquote in den 70er Jahren spricht eher dagegen.

Wie wirkt sich die Inflation auf die verschiedenen Einkommensvariablen, insbesondere das wahrgenommene Einkommen aus? Eine eindeutige Antwort auf diese interessante Frage ist leider nicht möglich. Die einzige Aussage, die man von der Theorie her machen kann, ist die, daß es für jedes monetäre Aktivum, mit der möglichen Ausnahme von

Zentralbankgeld[1] letztlich auch ein monetäres Passivum geben muß. Das reale Gesamtvermögen kann sich mithin nicht geändert haben. Leider ist dies keine sehr nützliche Aussage. Eine so globale Aggregation könnte nur dann praktische Bedeutung haben, wenn alle relevanten Entscheidungen mit vollkommener Vorraussicht getroffen würden, zukünftige Einkommensströme alle derselben Diskontierung unterlägen und symmetrische Reaktionen gegeben wären. Dies sind Vorraussetzungen, die der Realität sicherlich nicht entsprechen.

Aus diesen Betrachtungen ist zu schließen, daß die Wirtschaftstheorie allein bei der Lösung der zur Erörterung stehenden Frage kaum weiterhelfen kann. Um weiterzukommen müssen einige starke Annahmen eingeführt werden. Diese mögen dem Leser besonders gewagt erscheinen, doch er sollte sich zweier Dinge bewußt sein: Was die theoretischen Überlegungen angeht, so ist die Essenz der Folgerungen von der spezifischen Formulierung der Annahmen weitgehend unabhängig; von Bedeutung sind hier nur die Grundideen. Was die empirische Arbeit betrifft, so dürften sich die Annahmen, soferr sie allzu restriktiv sind, als nicht datenkompatibel herausstellen. Der wesentliche Grund für die Auswahl der nachstehenden Annahmen ist in Kapitel I zu finden. Der Verfasser ist der Meinung, daß die Konsumentscheidung vorwiegend auf nur wenigen, leicht zu beobachtenden Variablen beruht. Dies ist im übrigen auch ein wesentlicher Vorteil des verfügbaren Einkommens. Es setzt sich zusammen aus einer Reihe leicht zu beobachtender Stromgrößen. Wenn das wahrgenommene Einkommen vom verfügbaren Einkommen abweicht, so auch nur um einen Faktor,

---

1) Siehe dazu: C.A.E. Goodhart "Money Information and Uncertainty," S.202-203

der wiederum leicht zu beobachten ist. Es wird deshalb von der Annahme ausgegangen, daß das wahrgenommene Einkommen gleich ist dem verfügbaren Einkommen , nach Abzug der inflationsbedingten Wertverminderung der liquiden Nettovermögensbestandteile. Die liquiden netto Vermögenswerte sind hier gewählt worden, weil ihr Wert, anders als bei Aktien, Obligationen, Grundbesitz usw. der Fall zu sein pflegt, keinen starken stochastischen Fluktuationen unterliegt. Außerdem sind sie relativ leicht zu beobachten und dürften aus diesem Grunde zu den Vermögensbestandteilen gehören, über deren Wertveränderungen der Konsument ständig informiert ist und die daher für seine Entscheidungen von besonderer Bedeutung sind. Im übrigen ist diese Wahl auch im Hinblick auf die institutionellen Gegebenheiten der untersuchten Länder (Groß-Britannien und Deutschland) getroffen worden. Im Falle einer Studie, z.B. der U.S.A., wäre es vielleicht nicht tunlich eine ähnlich enge Definition des Vermögens zu verwenden.

In gewissem Sinne stellt diese Art, das Problem zu sehen, einen Bruch mit der klassischen Wirtschaftstheorie dar. Bisher hat man sich sowohl in theoretischen als auch empirischen Arbeiten ziemlich streng an die Vorstellung gehalten, daß Einkommen aus Stromgrößen besteht. Man spricht von einer Vermögensminderung und vom Wiederaufbauen der liquiden Mittel, statt zu sagen, daß der Konsument durch Inflation auf seine liquiden Mittel einen negativen Einkommensstrom bezieht. Man muß sich aber darüber im Klaren sein, daß es a priori keinen Grund dafür gibt, daß der Konsument das Problem auch so sehen sollte. Der Umstand, daß in der volkswirtschaftlichen Gesamtrechnung Einkommen als eine Summe von Stromgrößen definiert wird, ist noch kein Grund, daß der Konsument sich die gleiche

Betrachtungsweise zu eigen macht. Einige nähere Erläuterungen mögen das verdeutlichen:

Man nehme den Fall eines Konsumenten, dessen Gesamtvermögen an monetären Mitteln ein Aktivum aufweist. Infolge des Ansteigens der Inflationsrate und des damit verbundenen Steigens der nominalen Zinssätze fließen ihm höhere nominale une reale Zinszahlungen zu. Würde er dies als Einkommen betrachten und sein Zinseinkommen ausgeben, so würde er bald wesentlich ärmer sein. Sind die Menschen wirklich so naiv? Dem Verfasser scheint es realistischer Anzunehmen, daß die Konsumenten nach einiger Zeit erkennen, daß der reale Wert ihrer liquiden Mittel zurückgeht und daß sie als Einkommen nur noch den Teil ihres "verfügbaren Einkommens" betrachten, der über die Wertminderung hinausgeht. Dies ist aber gleichbedeutend mit der Aussage, daß der Konsument die Minderung des realen Wertes seiner liquiden Mittel als negatives Einkommen ansieht.

Es erscheint angebracht, darauf hinzuweisen, daß der Begriff des inflationsbedingten negativen Einkommens wie er hier verwendet wird (implizit), eine wichtige Asymmetrie enthält. Während die monetären Aktiva des persönlichen Sektors überwiegend liquide zu sein pflegen, sind die monetären Passiva (hauptsächlich Hypothekenschulden) größtenteils illiquide. Da lediglich auf der Grundlage von netto liquiden Mitteln argumentiert wird, wird ein Großteil der monetären Passiva des persönlichen Sektors von den entsprechenden Überlegungen ausgeschlossen, d.h. die Minderung des realen Wertes der langfristigen Schulden wird nicht als positives Einkommen gewertet. Die Gründe für diese Betrachtungsweise sind hauptsächlich intuitiver Natur. Vielleicht ließe sich diese Asymmetrie am besten wie folgt begründen: Liquide Aktiva und Passiva sind

Bestandsgrößen. Eine Minderung im realen Wert dieser Bestandsgrößen innerhalb einer bestimmten Zeitspanne wird, bezogen auf diese Periode als negatives Einkommen angesehen, und das Konsumverhalten ändert sich entsprechend. Dasselbe gilt jedoch nicht für langfristige Schulden des Konsumenten. Diese erscheinen zwar in der Statistik auch als Bestandsgrößen, für den Konsumenten jedoch sind sie Stromgrößen, d.h. bestimmte Beträge, die jeden Monat über Jahre hinaus bezahlt werden müssen. Wird der reale Wert der Zahlungen, die nächstes Jahr fällig sind, durch die Inflation dieses Jahres gemindert, so beeinflußt dies das Konsumverhalten möglicherweise erst in dem Jahr, in dem die Zahlung zu leisten ist, d.h. in dem folgenden Jahr.

Der Leser mag diese Argumentation für fragwürdig halten. Der Verfasser möchte daher hinzufügen, daß die Asymmetrie für die hier entwickelte Analyse nicht von grundlegender Bedeutung ist. Der gesamte Bestand an monetären Mitteln des persönlichen Sektors ist wesentlich größer als der gesamte "Bestand" der ausstehenden Schulden. Sind diese beiden Reihen genügend colinear, so werden die ökonometrischen Resultate auch bei anderen Definitionen der relevanten Vermögensvariable ähnlich sein, und es werden nur einige Koeffizienten andere numerische Werte annehmen.

Der Verfasser möchte noch einmal betonen, daß die obige Analyse zu zwei Folgerungen führt. Für den Ökonometriker bedeutet sie, daß seine geschätzte Konsumfunktion eventuell biased ist und keine zuverlässigen Prognosen ermöglicht, weil die Einkommensvariable, die er verwendet, (Y^D) kein adäquates Proxy für die Einkommensvariable ist, auf Grund derer die Konsumentscheidung tatsächlich getroffen wird (Y^N). Das Problem besteht dann darin, ob eine Einkommensvariable gefunden werden kann, die Inflations-

effekte mit berücksichtigt und an Hand derer eine stabile Konsumfunktion entwickelt werden kann.

Von größerem Interesse ist die Frage, ob Inflation nicht auch zu einer starken Diskrepanz zwischen den beiden Variablen Y^T und Y^N führen kann. Der Grund für die Existenz des Geldes besteht darin, daß es in einer Welt voll Unsicherheit, Transaktions- und Informationskosten spart[1]. Hier haben wir nun aber einen Fall, in dem die Existenz von Geld Informationsprobleme schafft, denn dem Konsumenten fehlt es an ausreichender Information, um zu beurteilen, wie hoch sein wahres Einkommen ist. Vielleicht werden Überlegungen über diesen Aspekt des Geldes eines Tages zu einem besseren Verständnis unseres Wirtschaftssystemes führen, in dem Geld eine so universale Rolle spielt. Selbst wenn sich eine stetige Funktion zwischen den Konsumausgaben und der die Inflationseffekte miteinbeziehenden modifizierten Einkommensvariablen aufstellen ließe, so erlaubt dies noch keine Aussage darüber, wie sich der Konsum als Funktion von Y^T entwickelt. Dies wäre nur möglich, wenn man feststellen könnte, daß Y^D und Y^T sich sehr ähnlich verhalten. Der Verfasser fühlt sich nicht in der Lage eine so starke Aussage zu machen.

Bevor man sich dem angewandten Teil der Arbeit zuwendet, mag es von Interesse sein, an Hand eines einfachen Beispiels zu verdeutlichen, daß die Modifikation des Einkommensbegriffs, die in dieser Arbeit vorgeschlagen wird, vom ökonomischen Standpunkt aus keineswegs irrelevant ist. Das Gesamtvolumen an netto liquiden Mitteln des persönlichen Sektors beläuft sich in Groß-Britannien auf ungefähr $^2/_3$ des jährlichen verfügbaren Einkommens.

1) Siehe C.A.E. Goodhart, "Money Information and Uncertainty," S. 1-13

III. Kapitel

Kritische Bemerkungen zu dem allgemeinen Ansatz für die Schätzung realer Kasseneffekte.

Wenn von Untersuchungen über den Einfluß der Inflation auf das Konsumverhalten die Rede ist, so heißt es meistens: "Gemeint ist wohl der reale Kasseneffekt. Das ist nichts Neues". In den vorhergehenden Kapiteln wurde versucht aufzuzeigen, daß dieser Einwand nicht zutrifft, selbst wenn es sich um Überlegungen auf theoretischer Ebene handelt. Es ist ein wesentlicher Unterschied, ob der Konsum wegen eines Ungleichgewichts in der Vermögenshaltung oder wegen einer Verminderung des Einkommens absinkt. Der Verfasser ist der Auffassung, daß von Letzterem ausgegangen werden sollte, insbesondere wenn der Verfall der Konsumquote in den 70er Jahren zur Diskussion steht. Die Minderung des realen Wertes der liquiden Mittel ist primär als Einkommens- nicht als Vermögenseffekt zu betrachten. Es handelt sich um eine Strom- und nicht eine Bestandsgröße. Dies ist ein grundlegender Unterschied, den man nur unter sehr restriktiven Annahmen unbeachtet lassen kann. Man nehme an, die Konsumentscheidung hänge sowohl von Stromgrößen (Einkommen) als auch von Bestandsgrößen (Vermögen) ab. Es stellt sich nun die Frage, ob das inflationsbedingte

negative Einkommen der ersten oder zweiten Kategorie zuzuordnen ist. Dies ist nicht eine Ermessensentscheidung, in den meisten Fällen ist die Antwort durch die empirischen Gegebenheiten festgelegt. Man gehe davon aus, daß der Einfluß der Strom- und Bestandsgrößen auf den Konsum unterschiedliche Eigenschaften hat (andere Parameterwerte, verschiedene Lag-Strukturen etc.). Stellt sich dann heraus, daß die Eigenschaften des Terms, das das inflationsbedingte negative Einkommen berücksichtigt, ähnlich denen der anderen Einkommensgrößen sind, so bedeutet dies, daß das Datenmaterial darauf hinweist, daß die Klassifizierung als negatives Einkommen ökonomisch sinnvoller ist als ein Weiterführen der künstlichen Trennung zwischen Strom- und Bestandsgrößen.

Das Ziel dieses Kapitels ist es, die Bedeutung der vorhergehenden Analyse für die Spezifizierung der Konsumfunktion zu untersuchen. In früheren Studien ist die Einkommensreihe nicht in der hier vorgeschlagenen Weise korrigiert worden. Wird in solchen Funktionen dann nicht der ganze negative Einkommenseffekt (die reale Wertverminderung der Kassenhaltung) durch den realen Kasseneffekt aufgefangen? Wenn ja, so würde dies die theoretische Analyse recht irrelevant erscheinen lassen. Es sind schon viele Konsumfunktionen mit realem Kasseneffekt geschätzt worden[1] und die meisten dieser Gleichungen offenbaren nur kleine, wenn auch statistisch signifikante Koeffizienten für den realen Kasseneffekt. Dies hat zu Schlußfolgerungen folgender Art geführt:"Although liquid assets play a

1) Siehe z.B. D. Patinkin "Money, Interest and Prices" Second Edition S.651-664

statistically significant role in the estimated equations their influence on the consumption of non-durables has been relatively small"[1]. Wenn auch leichte Veränderungen in der von der Bank of England verwendeten Spezifizierung der Konsumfunktion seither zur Feststellung etwas größerer realer Kasseneffekte geführt haben, so kommen diese noch längst nicht an die Größenordnung heran, die der Verfasser im Auge hat. Er will daher zeigen, daß die Resultate der Bank of England und ähnlicher Studien[2] auf der Grundlage der obigen Analyse nicht anders ausfallen konnten. Der reale Kasseneffekt kann Inflationseffekte, wie der Verfasser sie im Auge hat, nicht erfassen. Wichtige Inflationseffekte und relativ unbedeutende reale Kasseneffekte sind daher voll miteinander zu vereinbaren.

Die meisten Studien des realen Kasseneffektes gehen davon aus, daß es für jeden Konsumenten eine bestimmte gewünschte reale Kassenhaltung gibt. Weicht die tatsächliche Kassenhaltung von dieser Wunschvorstellung ab, so wird der Konsument sein Ausgabensvolumen ändern, um seine Kassenhaltung dem gewünschten Stand anzupassen. Algebraisch wird dies oft nach folgendem Schema dargestellt:[3]

$$C_t = K\, Y_t^e + (L_{t-1} - L_t^D) + u_t$$
$$Y_t^e = (1-\gamma)\, \Sigma_{j=o}\, \gamma^j\, Y_{t-j}$$
$$L_t^d = \eta\, Y_t^e$$

---

1) J.C. Townend "The Personal Savings Ratio" Bank of England Quarterly Bulletin, March 1976, S.57

2) Siehe auch die Konsumfunktion in: The London Business School Quarterly Econometric Modell of the United Kingdom.

3) Dieses Beispiel stammt aus: K.F.Wallis, "Applied Econometrics", S.22

wobei Y_t^e= erwartetes Einkommen, L_t= tatsächliche liquide Mittel, und L_t^D= gewünschte liquide Mittel sind.

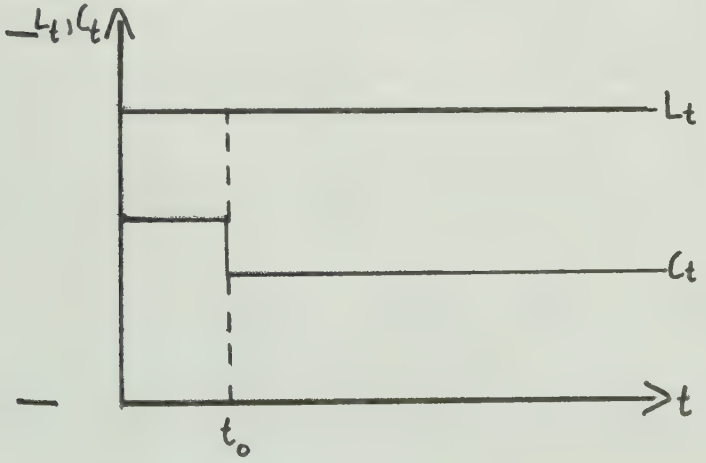
Es gibt natürlich auch andere Formulierungen, je nach dem Typ der verwendeten Konsumfunktion und den Bestimmungsfaktoren der liquiden Mittelhaltung. Die Grundidee ist im allgemeinen jedoch dieselbe.(Siehe z.B. die Arbeiten der Bank of England und der London Business School).

Bei der Formulierung der algebraischen Darstellung wird - meist nur implizit - zusätzlich eine wichtige weitere Annahme eingeführt. Diese Annahme besagt, daß die Anpassung nur außerhalb der Periode stattfindet, in der die liquiden Mittel von ihrem Gleichgewichtsniveau abgekommen sind. Der Konsument ist gehalten, grundsätzlich nur am Ende jeder Periode seine Haltung an liquiden Mitteln zu prüfen. Befinden sie sich nicht im Gleichgewicht, so wird er sein Konsumverhalten in der nächsten Periode entsprechend verändern. Dies mag zutreffen, wenn echte Ungleichgewichtssituationen eingetreten sind (z.B. die überhöhte Vermögenshaltung der G.I.'s am Ende des II. Weltkrieges). In einer Situation fortlaufender Inflation hingegen, ist diese Betrachtungsweise kaum gerechtfertigt. Selbst wenn der Konsument zunächst nicht erkennt, daß ihm aus seinen liquiden Mitteln ein negatives Einkommen zufließt, so wird er sich dessen doch bald bewußt werden und seine Ausgaben anpassen. So kann es geschehen, daß seine Haltung an liquiden Mitteln konstant bleibt, obwohl die ganze Veränderung in seinem Konsumverhalten auf das inflationsbedingte negative Einkommen auf seine liquiden Mittel zurückzuführen ist.

Als nächstes möchte der Verfasser darlegen, wie sich dies a) auf die numerischen Werte und b) auf die ökonomische Interpretation der Koeffizienten des realen Kassen-

effekts in der obigen Spezifizierung auswirkt. Er wird versuchen, die Grundidee an Hand einiger sehr einfacher graphischer Beispiele zu entwickeln. Man nehme den Fall, daß die Inflationsrate im Zeitpunkt t_o von 0% auf z.B. 10% ansteigt und das nominelle Einkommen aus liquiden Mitteln konstant bleibt. (Zu ähnlicher Weise können auch andere Hypothesen untersucht werden). Man betrachte nun folgende 3 Möglichkeiten:

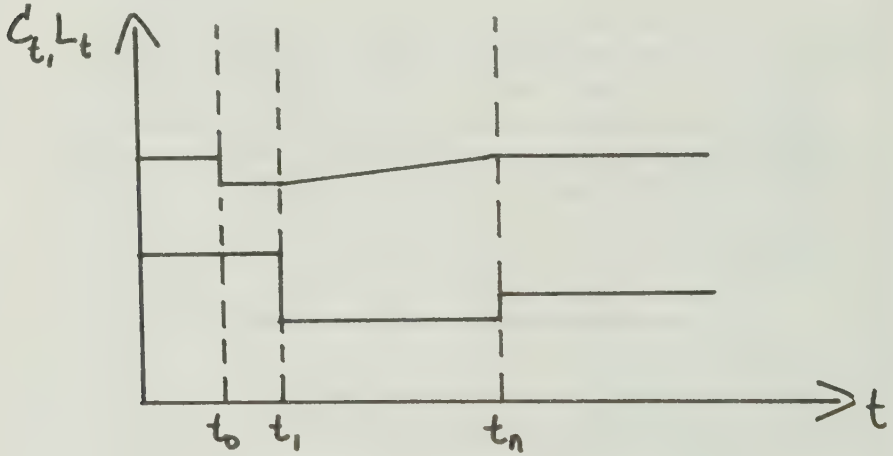
a) Die gewünschte reale Kassenhaltung des Konsumenten bleibt unverändert. Er reagiert unverzüglich und vollständig auf das negative Einkommen, das er nun auf seine liquiden Mittel erhält, indem er seine Konsumausgaben um einen entsprechenden Betrag verringert. Man würde dann folgende Zeitprofile erhalten.



Regressionen von C_t auf L_t (mit oder ohne Lag) oder $(L_t^d - L_{t-1})$ würden einen realen Kasseneffekt von null ergeben, da man versucht einen variablen Regressanden durch

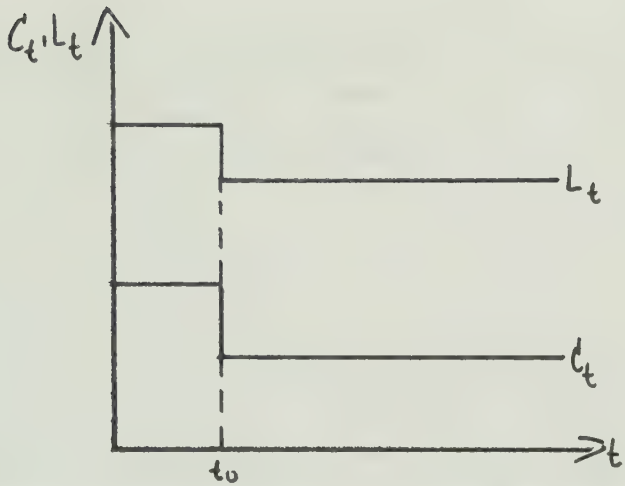
einen konstanten Regressor zu erklären. Dennoch ist der gesamte Rückgang der Konsumquote auf das inflationsbedingte negative Einkommen aus liquiden Mitteln zurückzuführen.

b) Die gewünschte reale Kassenhaltung bleibt konstant, der Konsument reagiert aber mit einer Verzögerung von einer Periode. Er ändert dann sein Konsumverhalten in der Weise, daß seine liquiden Mittel nach n Perioden wieder ihren gewünschten Stand erreichen. Die Zeitprofile würden sich dann wie folgt darstellen.



In diesem Fall wird man wahrscheinlich einen von Null abweichenden Koeffizienten erhalten mit dem richtigen Vorzeichen, aber mit einem recht großen Vertrauensintervall. Außerdem wird der Koeffizient fortlaufend fallen, je mehr Beobachtungen man hinzufügt. Die ökonomische Bedeutung des Koeffizienten wäre recht zweifelhaft.

c) Die vom Konsumenten gewünschte Haltung an liquiden Mitteln fällt in t_o (da die Opportunitätskosten steigen), und er reagiert ohne Verzögerung. Man wird dann folgende Zeitprofile erhalten.



In diesem Fall würde der Koeffizient einer Regression von C_t auf L_t nicht null sein, das richtige Vorzeichen haben und hoch signifikant sein. Was aber misst dieser Koeffizient? Nichts, denn er ist bedingt durch den gleichzeitigen Rückgang des Konsums (auf Grund des negativen Einkommens aus den liquiden Mitteln) und den Rückgang der gewünschten Geldhaltung (wegen der erhöhten Opportunitätskosten derselben).

Man kann auch andere komplizierte Fälle konstruieren; an der Grundidee würde dies aber nichts ändern. Der reale Kasseneffekt ist ein sehr schlechtes Instrument, um die Inflationseffekte zu erfassen, die den Verfasser interessieren. Man wird sich anderer Spezifizierungen bedienen müssen. Dies besagt natürlich nicht, daß neben dem inflationsbedingten negativen Einkommen nicht auch ein unabhängiger, klar begrenzter realer Kasseneffekt gegeben sein kann. Es können auch weiterhin Ungleichgewichte in der

realen Kassenhaltung entstehen, und auch diese darf man nicht außer Acht lassen. Es zeigt sich, daß in den geschätzten Gleichungen der Einfluß sowohl des realen Kasseneffekts als auch des negativen Einkommens durch die reale Wertverminderung der liquiden Mittel erkennbar ist.

Methodologische Vorbemerkungen zur Studie über Groß-Britannien

Es werden ausschließlich vierteljährliche unbereinigte Daten verwendet.

Die Reihen für Konsum, verfügbares Einkommen und den Preisindex (Consumer Price Index) sind "Economic Trends" entnommen. (Die Daten von 1960 bis 1975 Aus "Economic Trends" 1977 Annual Supplement, die von 1976 und 1977 aus "Economic Trends" März 1978). Bei dem Konsum handelt es sich ausschließlich um kurzlebige Konsumgüter. Die Reihe berechnet sich als: consumption of non-durables=total consumption-cars-motor cycles-durable consumer goods.

Die Reihe für liquide Mittel ist den "Financial Statistics" entnommen.(Die Daten von 1963 bis 1969 aus "Financial Statistics" Dezember 1970, die Daten von 1970 bis 1977 aus "Financial Statistics" März 1978)

Die netto liquiden Mittel sind definiert als: National savings + tax instruments + local authority temporary debt + deposits with banking sector + deposits with building societies + deposits with finance houses - bank advances. (Die unterstrichenen Posten sind die ökonomisch relevanten.)

Alle Rechnungen wurden mit dem Time Series Processor (T.S.P.) Programm der Universität Bonn durchgeführt. Da das Saisonbereinigungsverfahren ein geometrisches Verfahren ist, gilt zwischen den bereinigten und unbereinigten Variablen die Beziehung

$$Y^{A}_{t,i} = Y_{t,i} \Big/ k_i \quad ,$$

wobei die k_i's die Bereinigungsfaktoren sind. Für sie gilt die Beziehung $\prod_{i=1}^{4} k_i = 1$. Saisonbereinigte Variable werden als S.A. Variable bezeichnet und mit dem Superskript A versehen. So ist z.B. Y^A, das saisonbereinigte verfügbare Einkommen.

Die linearen Gleichungen wurden mit Ordinary Least Squares (O.L.S.) geschätzt, die nicht linearen mit den FRML- und LSQ- Verfahren des T.S.P. Programms. Es handelt sich dabei um einen minimum distance estimator.

Der Verfasser ist sich bewußt, daß die Durbin Watson (D.W) Statistik zur zwei hin verzerrt ist, wenn die abhängige Variable mit Lag auch als erklärende Variable auftritt. Sie wird trotzdem aufgeführt, da sich beim Betrachten der Plots der Residuen jeweils ergab, daß eine niedrige D.W. Statistik immer mit klar erkennbarer Fehlerautokorrelation, in der Form U-förmiger Residuenverteilung, zusammenhing.

IV. Kapitel

Das Modell

Die erste Schwierigkeit, der man begegnet, wenn man Hypothesen zum Konsumverhalten testen will, besteht darin, einen allgemeinen Rahmen zu finden, innerhalb dessen man seine Tests durchführen kann. Dies ist nicht einfach. In einem unlängst veröffentlichtem Artikel im Economic Journal Dezember 1977 führen Davidson, Hendry, Srba und Yeo (im Winter D.H.S.Y.) hierzu aus[1]. "Although the relationship between Consumers Expenditure and Disposable Income is one of the most thoroughly researched topics in quantitative economics, no consensus seems to have emerged in the United Kingdom about the short run dynamic interactions between these two variables. In support of this contention we would cite the plethora of substantially different quarterly regression equations which have been reported..." Sie verweisen auf 10 verschiedene Arbeiten, die seit 1970 veröffentlicht worden sind und schließen[2]:" Moreover this list of studies is representative rather than exhaustive." Glücklicherweise versuchen D.H.S.Y. selbst in diesem

---

1) D.H.S.Y. A.a.O. S.661

2) D.H.S.Y. A.a.O. S.661

Artikel einen solchen allgemeinen Rahmen zu schaffen. Sie entwickeln eine recht neue Methode, Konsumfunktionen zu schätzen, die den großen Vorteil hat, daß sich einige der vorher veröffentlichten Studien als Sonderfälle dieses allgemeineren Rahmens darstellen. Da die empirischen Resultate dieser Studie zudem außergewöhnlich gut sind, ist sie ein geeigneter Ausgangspunkt für die eigene Arbeit des Verfassers. Ein Rahmen, der die Arbeiten verschiedener bekannter Autoren wie Hendry (L.S.E.), Ball et al.(L.B.S.) und Wall et al. als Spezialfälle umfasst[1], stellt sicherlich einen Fortschritt gegenüber dem üblichen Verfahren dar, in dem auf frühere Resultate anderer Autoren kaum eingegangen wird. Die Verwendung eines solchen Rahmens hat auch diesen weiteren Vorteil: Wenn man schon nie ganz ausschließen kann, daß die Resultate, die man erhält, auf einer Fehlspezifizierung des Anfangsmodells beruhen, so kann der Verfasser sich jetzt immerhin darauf berufen, daß er die dynamische Wechselwirkung zwischen Konsumausgaben und verfügbarem Einkommen aus einer guten wissenschaftlichen Arbeit übernommen hat. Ferner benutzt er dieselben Zeitreihen wie D.H.S.Y und schränkt damit die Möglichkeit des "data- mining" ein. Auch erübrigt sich für den Verfasser bis zu einem gewissen Grad die Notwendigkeit, seine Resultate mit denen anderer Autoren zu vergleichen. Die Wechselwirkung zwischen Konsumausgaben und verfügbarem Einkommen haben D.D.S.Y schon mit einer Gründlichkeit untersucht, die der Verfasser sicher nicht erreichen könnte.

Um das einfache dynamische Modell, das der Verfasser übernimmt, einzuführen, erscheint es zweckmäßig, die nach-

1) Siehe D.H.S.Y A.a.O. S.663

stehenden Ausführungen aus dem ursprünglichen Text wörtlich zu zitieren.[1)]

"Consider a situation in which an investigator accepts a non-stochastic steady-state theory that $X_t = KW_t$, where K is constant on any given growth path, but may vary with the growth rate. In logs, letting $x_t = \ln X_t$, etc., the theory becomes:

$$x_t = k + w_t \qquad (1)$$

The differenced variable equivalent is:

$$\Delta_1 x_t = \Delta_1 w_t \qquad (2)$$

However, to assume that (2) had a white-noise error would deny the existance of any "long-run" relationship like (1), and to assume that (1) had a stationary error process would cause a negatively autocorrelated error to occur on (2). Furthermore, the Δ_1 operator in (2) could just as validly have been Δ_4- on all these points the theory is unspecific. On the basis of (1), the investigator wishes to postulate a stochastic disequilibrium relationship between x_t and w_t, which will simplify to (1) in steady state. In the absence of a well-articulated theory of the dynamic adjustment of x_t and w_t, it seems reasonable to assume a general rational lag model of the form:

$$\alpha(L)x_t = k + \beta(L)\, w_t + v_t, \qquad (3)$$

where $\alpha(L)$ and $\beta(L)$ are polynomials in the lag operator L of high enough order that v_t is white noise. For simplicity of exposition we consider the situation where both polynomials

---

1) Siehe D.H.S.Y. A.a.O. S. 681-682

are first order:

$$x_t = \overset{x}{k} + \beta_1 w_t + \beta_2 w_{t-1} + \alpha_1 x_{t-1} + v_t \qquad (4)$$

Clearly, (1) and (2) are the special cases of (4) when $\beta_2 = \alpha_1 = o$, $\beta_1 = 1$, and $\beta_1 = 1 - \beta_2 = 1$, $k = o$, $\alpha_1 = 1$ respectively; these coefficient restrictions force behaviour to be in steady state at all points in time. However, to ensure that for all values of the estimated parameters, the steady-state solution of (4) reproduces (1) one need only impose the coefficient restriction $\beta_1 + \beta_2 + \alpha_1 = 1$ or

$$\beta_1 = -\beta_2 + \gamma \quad \text{and} \quad \alpha_1 = 1 - \gamma$$

yielding the equation:

$$\Delta_1 x_t = \overset{x}{k} + \beta_1 \Delta_1 w_t + \gamma(w_{t-1} - x_{t-1}) + v_t \qquad (5)$$

(which is more general than (1) or (2) but less general than (4)). The specification of (5) is, therefore, guided by the long-run theory; there is no loss of long-run information in the data since (5) is a reformulated "levels equation"; and compared with the "short-run" model:

$$\Delta_1 x_t = \overset{x}{k} + \beta_1 \Delta_1 w_t \qquad (6)$$

the vital "initial disequilibrium" effect is provided by $\gamma(w_{t-1} - x_{t-1})$ "

" In (5) consider any steady-state growth path along which

$$\Delta_1 \ln X_t = \Delta_1 x_t = g = \Delta_1 w_t \quad ,$$

then the solution of (5) with $v_t = o$ is:

$$g = k^{x} + \beta_1 g + \gamma (w_{t-1} - x_{t-1}) \qquad (7)$$

or assuming $\gamma \neq o$,

$$X_t = KW_t \text{ where } K = \exp\left[\left(k - g(1-\beta_1)\right)/\gamma\right] \qquad (8)$$

(implicitly, in (1) $k = \left[k^{x} - g\ (1-\beta_1)\right]/\gamma$). Thus for any constant growth rate, if $\gamma \neq o$, (5) automatically generates a long--run elasticity of unity for all values of the parameters, whereas if $\gamma = o$, the elasticity is β_1. (Interpreting X_t as C_t and W_t as Y_t, then the derived APC (=MPC in steady-state growth) is a decreasing function of the growth rate g, consonant with inter- country evidence (see Modigliani 1975)."[1]

" The solved distributed lag representation of (5) is:

$$x_t = k/\gamma + \sum_{j=o}^{\infty} \mu_j w_{t-j} + u_t \quad , \qquad (9)$$

where

$$u_t = (1-\gamma)u_{t-1} + v_t \quad \text{and} \quad \mu_o = \beta_1,\ \mu_j = (1-\gamma)^{j-1}\gamma(1-\beta_1) \quad (j \geq 1)."[2]$$

"... before considering empirical variants of (5) it seems worth commenting on the relationship between equations like (5) and the four main theories of consumers' behaviour..." "First, it is clear that both (4) and (5) resemble Brown's (1952) model; also, the term $\gamma(w_{t-1} - x_{t-1})$ could be

1) D.H.S.Y. A.a.O. S.68

2) D.H.S.Y. A.a.O. S.68

interpreted as a "ratchet" to the"short-run" relationship (6) (compare Duesenberry, 1949) although it is a "ratchet" which operates in either direction for any sustained change in the growth rate of w_t. The distributed lag form (9) could be interpreted as an empirical approximation to "permanent income" in a model which always satisfies a long-run steady-state unit elasticity postulate (see Friedman, 1957.) Moreover, using $C_t=x_t$ and $Y_t=w_t$, (5) corresponds to a transformed "life-cycle" model. For example, the wealth model of Ball and Drake (1964) is the special case of (5) in which $\beta_1=\gamma$ and Deaton (1972) presents a modified life- cycle model of the same form but with revaluations of wealth as an additional variable. More recently, Deaton (1977) presents a savings equation closely similar to (5) but with the rate of inflation as an additional regressor!

" Similar reasoning applies to models using changes in liquid assets in consumption equations (see Townend, 1976)"[1)]

Die Gleichung, die D.H.S.Y. dann tatsächlich schätzen (vor Berücksichtigung von Inflationseffekten) ist folgende:

$$\Delta_4 \log \hat{C}_t = \underset{(.04)}{.49}\ \Delta_4 \log Y_t - \underset{(.05)}{.17}\ \Delta_1 \Delta_4 \log Y_t - \underset{(.01)}{.06}\ \log(C/Y)_{t-4}$$

$$+\underset{(.004)}{.01}\ \Delta_4 D^o_t \qquad (10)$$

Es sind: C_t die Ausgaben für kurzlebige Konsumgüter zu den Preisen von 1970.

Y_t verfügbares Einkommen des persönlichen Sektors zu den Preisen von 1970 und

D^o_t eine Dummy, um durch die Erhöhung der Erwerbs-

---

1) D.H.S.Y. A.a.O. S. 683

steuer bedingte Verzerrungen auszugleichen.

An dieser Stelle kann eine erste kritische Anmerkung zu der Spezifizierung von D.H.S.Y. gemacht werden:

Bekanntermaßen enthält die Konsumquote eine recht bedeutende Saisonkomponente. Infolgedessen dürfte die wahre langfristige Relation eher von der Art

$$C_{t,j}=k_j Y_{t,j} \qquad j= 1...4$$

oder auch $C_t^A = k\, Y_t^A$ sein, wobei das Superskript A eine saisonbereinigte Serie bedeutet. Da D.H.S.Y. jedoch mit der langfristigen Relation $C_t = kY_t$ arbeiten, enthält das $\log(\frac{C}{Y})_{t-4}$- Glied eine starke Saisonkomponente. Wäre dies die wahre Beziehung, so wäre zu erwarten, daß die Wachstumsrate des Konsums bei gegebener Wachstumsrate des Einkommens eine Funktion desjenigen Quartals ist, in das sie fällt. Je höher die Konsumquote, desto niedriger, ceteris paribus, die Wachstumsrate des Konsums. In diesem Falle wäre anzunehmen, daß die Saisonkomponente der Konsumquote mit der Zeit verschwindet. Dies geschieht jedoch nicht. D.H.S.Y. weisen selbst darauf hin[1], daß die Saisonvariation von C_t wächst und diejenige von $\log C_t$ ungefähr konstant bleibt. Daraus ergibt sich, daß ein Modell wie $C_t^A = kY_t^A$ die tatsächliche langfristige Beziehung vermutlich besser wiedergibt. Glücklicherweise können diese beiden Spezifizierungen leicht verglichen werden. Die Stabilität der Saisonkomponenten von $\log C_t$ und $\log Y_t$ läßt schließen, daß ein sehr einfacher geometrischer Saisonbereinigungsprozess die tatsächliche Saisonkomponente wahrscheinlich adäquat eliminiert. Man hat dann $x^A_{t,j} = x_{t,j}\sqrt{k_j}$ $\quad j= 1...4$ und $\pi_{j=1}^{4} k_j=1$, wobei k_j die

1) D.H.S.Y. A.a.O. S. 666

saisonalen Anpassungsfaktoren sind. Berechnet man die Wachstumsraten über 4 Quartale, so macht es keinen Unterschied, ob man mit bereinigten oder unbereinigten Daten arbeitet, da sich die Bereinigungsfaktoren gegenseitig aufheben. Die Gleichung mit S.A. Daten wird also identisch mit Gleichung (10) sein, mit der Ausnahme, daß das $\log(\gamma y)_{t-4}$ --Glied durch $\log(\gamma y)^{A}_{t-4}$ ersetzt wird. Ein einfacher Vergleich dieser beiden Formulierungen bereitet also keine Schwierigkeiten. Gleichung (10) und sein S.A. Äquivalent wurden für verschiedene Perioden geschätzt, und-wie zu erwarten- gab es dank der Saisonbereinigung immer eine erhebliche Verbesserung der Anpassungsqualität (R^2). Ein weiteres Indiz für die Richtigkeit der S.A. Spezifizierung ist der höhere Koeffizient des $\log(\gamma y)^{A}_{t-4}$ -Gliedes, zumindest bei Zugrundelegung kürzerer Schätzzeiträume. (Ist das wahre Modell in S.A. Daten gegeben, so werden die saisonalen Schwankungen im unbereinigten $\log(\gamma y)_{t-4}$-Glied dessen Koeffizienten nach unten verzerren). Die Resultate, die man erhält, wenn man die ursprüngliche Spezifizierung beibehält, aber saisonale Dummies hinzufügt, sind denen mit S.A. Daten sehr ähnlich, ein weiterer Hinweis dafür, daß der vorgenommene Saisonbereinigungsprozess eine gute Approximation der wahren Saisonschwankungen gewesen ist.

Zusätzlich zu der Verbesserung der Anpassungsqualität und der Erhöhung der ökonomischen Glaubwürdigkeit hat dieses Verfahren den weiteren Vorteil, ein anderes Problem der D.H.S.Y. Spezifizierung zu lösen.Der Leser hat vielleicht bemerkt, daß Gleichung (10) kein konstantes Glied enthält. Dies liegt daran, daß es auf null festgetzt wurde. Als Folge ihrer Fehlspezifizierung befanden D.H.S.Y. sich in einem interessanten Dilemma. Auf Grund ihrer theoretischen Überlegungen konnten sie erwarten, daß der Koeffizient von

$\log(\mathcal{G}y)_{t-4}$ signifikant von null abweichen würde. Bei Schätzungen ihrer Gleichungen mit einem freien konstanten Glied ergaben sich indessen immer ganz unbedeutende Werte für diesen Koeffizienten. Für Prognosezwecke wiederum (die Gleichung wurde für die Periode 1958_1 bis 1970_4 geschätzt, während die Daten von 1971_1 bis 1975_4 für Prognosen benutzt wurden) war die Gleichung mit einem $\log(\mathcal{G}y)_{t-4}$- Glied wesentlich besser als die mit einem konstanten Glied. Unter Abwägung dieser beiden Tatsachen gegeneinander, entschlossen die Autoren sich, für das $\log(\mathcal{G}y)_{t-4}$-Glied und setzten das konstante Glied gleich null. Bei Anwendung der richtigen S.A. Version ist dies nicht notwendig. Das $\log(\mathcal{G}y)^{A}_{t-4}$-Glied behält nahezu denselben Koeffizienten, auch wenn ein unabhängiges Glied zugelassen wird.

Bemerkenswert ist auch die Tatsache, daß D.H.S.Y. tatsächlich ein S.A. Analogon zu Gleichung (10) geschätzt haben. (Gleichung(41a) ihrer Arbeit)[1]. Obwohl das R^2 um einiges höher lag (.79 statt .71), zogen sie die Version mit unbereinigten Daten vor. Der Grund dafür war, daß die Gleichung mit S.A.Daten starke negative Fehlerautokorrelation vierten Grades (4A.R.) aufwies(" a coeffecient at four lags of -0.7 in a tenth order residual autoregression")[2]. In der Gleichung mit unbereinigten Daten fanden sie keine solchen autokorrelierten Fehler. Das beobachten von negativen 4A.R., wenn man mit S.A. Daten arbeitet, ist jedoch kein Grund für die Anwendung unbereinigter Daten. Der hohe Anstieg des R^2 von 0.71 auf 0.79 ist ein erster starker Indiz dafür, daß das Modell mit S.A. Daten wahrscheinlich richtiger ist. Ein noch wichtigeres Argument ist jedoch dies: Wenn das Modell mit unbereinigten Daten richtig wäre,

---

1) D.H.S.Y. A.a.O. S. 685

2) D.H.S.Y. A.a.O. S. 685

so müßte die Verwendung von S.A. Daten positive und nicht negative 4A.R. hervorrufen. Das Nichtvorhandensein von 4A.R. in den Regressionen mit unbereinigten Daten kann folgendermaßen erklärt werden:

Man nehme an, daß das D.H.S.Y. Modell fehlspezifiziert und auf Grund dessen der Koeffizient von $\log(\gamma y)^{A}_{t-4}$ stark nach unten verzerrt ist. Dies könnte leicht negative 4A.R. hervorrufen. Durch die Verwendung eines unbereinigten $\log(\gamma y)_{t-4}$-Gliedes überdeckt man dies mit einer starken positiven 4A.R. Komponenten mit dem Ergebnis, daß die beiden Einflüsse sich in etwa gegenseitig aufheben.(Im späteren Verlauf wird dargelegt, daß der Koeffizient von $\log(\gamma y)^{A}_{t-4}$ tatsächlich durch Fehlspezifizierung nach unten verzerrt worden ist).

Abgesehen von dieser kleinen Veränderung, d.h. der Verwendung von S.A. Daten für das $\log(\gamma y)^{A}_{t-4}$-Glied, hat der Verfasser das Grundmodell von D.H.S.Y. so übernommen, wie es konzipiert war. Am Rande darf bemerkt werden, daß D.H.S.Y. die Einführung der S.A. Daten als Verbesserung ihres Modells anerkennen.

V Kapitel

Inflationseffekte

Es liegt auf der Hand, daß ein einfaches Modell wie Gleichung (10) oder sein S.A. Analogon unzureichend sind, um den starken Rückgang der Konsumquote in den 70er Jahren zu erklären. Die recht niedrige D.W. Statistik, die man erhält, wenn man das Modell über die ganze Datenperiode schätzt, ist dafür ein gutes Indiz. Es erscheint angezeigt, noch andere Variable in diese extrem einfache Spezifizierung einzuführen.

In nicht wenigen ökonometrischen Studien ist - mit unterschiedlichem Erfolg- versucht worden, einen Zusammenhang zwischen der niedrigen Konsumquote und der hohen Inflationsrate in derselben Periode herzustellen. Auf einige dieser Studien wird im Nachfolgenden noch eingegangen werden, nachdem der Verfasser seine eigenen Resultate dargestellt und analysiert hat. Es mag jedoch sinnvoll sein, die Resultate von D.H.S.Y. schon hier wiederzugeben. Sie kommen im Endeffekt den Resultaten des Verfassers recht nahe, und der Leser kann sie als Maßstab für die Beurteilungen der Gleichungen des Verfassers benutzen.

D.H.S.Y. fügen der Gleichung (10) zwei Regressionen hinzu, um Inflationseffekte zu berücksichtigen. Es sind die jährliche Inflationsrate $\Delta_4 \log P_t$ und deren viertel-

jährliche Veränderung $\Delta_1\Delta_4 \log P_t$. Für das erste dieser beiden Glieder wird keine genaue ökonomische Begründung gegeben; es wird lediglich gesagt, daß es sich wahrscheinlich um eine Proxy für die inflationsbedingte reale Wertminderung der liquiden Mittel handle[1]. Das $\Delta_1 \Delta_4 \log P_t$ Glied wird hinzugefügt, im Hinblick auf eine kürzlich von Angus Deaton[2] vorgeschlagene Theorie. Da auf seine Arbeit im weiteren Verlauf noch eingegangen werden soll, wird hier nur die empirische Bedeutung dieses Gliedes in der D.H.S.Y.- - Spezifizierung untersucht. Die Gleichung, die von D.H.S.Y. als annehmbares Modell vorgeschlagen wird, ist Gleichung (45)[3]

$$\underset{}{\Delta_4 \log \hat{C}_t} = \underset{(0.04)}{0.47}\ \Delta_4 \log Y_t \underset{(0.05)}{-0.21}\ \Delta_1\Delta_4 \log Y_t \underset{(0.02)}{-0.10}\ \log(\%y)_{t-4}$$

$$+ \underset{(0.003)}{0.01}\ \Delta_4 D^{o}_t \underset{(0.07)}{-0.13}\ \Delta_4 \log P_t \underset{(0.15)}{-0.28}\ \Delta_1\Delta_4 \log P_t$$

$$R^2 = 0.77 \quad \hat{\sigma} = 0.0061 \quad \text{D.W.} = 1.8$$

Man erkennt, daß der Koeffizient des $\Delta_1\Delta_4 \log P_t$ Gliedes recht hoch ist, wenn er auch auf dem 5% Niveau nur noch eben signifikant anders als null ist. Um festzustellen, wie gesichert dieser Koeffizient tatsächlich ist, hat der Verfasser dieselbe Gleichung für verschiedene Schätzzeiträume sowohl mit S.A. - als auch mit unbereinigten Daten geschätzt. Die Ergebnisse sind in Tabelle 1 wiedergegeben. Man sieht, daß der Koeffizient stark variiert und daß er in der (richtigen) S.A. Spezifizierung nur in einem Fall signifikant ist. Nicht einmal das Vorzeichen bleibt immer negativ. Alles in allem sprechen keine sehr zwingenden Gründe dafür, dieses

---

1) Siehe D.H.S.Y. A.a.O. S.689

2) Angus Deaton:"Involuntary Saving through Unanticipated Inflation". American Economic Review December 1977 S.899-910

3) D.H.S.Y. A.a.O. S.686

Glied beizubehalten. Das richtige Vorzeichen für Zeiträume bis 1975_4 könnte einer Scheinkorrelation zuzuschreiben sein. Im folgenden soll es daher unberücksichtigt bleiben.

Bevor wir fortfahren, hier einige einleitende Bemerkungen:

a) Alle angeführten Ergebnisse sind mit einem saisonbereinigten $\log(\overset{C}{y})^{A}_{t-4}$-Glied berechnet worden. Es besteht kein Grund zu zweifeln, daß dies in der Tat eine Verbesserung des ursprünglichen Modells ist; auch ist es unwahrscheinlich, daß die Resultate dadurch verzerrt werden.

b) Alle nachfolgenden Ergebnisse sind für den Zeitraum 1964_3 bis 1977_3 geschätzt worden. Es war leider nicht möglich, eine längere Periode zu untersuchen, da es für die Zeit vor 1964_3 keine Zeitreihe für liquide Mittel gibt. Die Verwendung von Quartalsdaten ergab insgesamt 53 Beobachtungen. Um einen ungefähren Test für die Parameterstabilität zu erhalten, wurden alle Gleichungen a) für den gesamten Zeitraum, b) von 1964_3 bis 1969_4 und c) von 1970_1 bis 1977_3 geschätzt. Für die wichtigeren Resultate wurden weitere Unterperioden gewählt, um zusätzliche Information über Parameterstabilität zu erhalten.

c) D.H.S.Y. benutzen den impliziten Konsumpreisdeflator als relevante Preisvariable[1], der Verfasser verwendet den " Consumer Price Index". Er hält ihn für die relevantere Variable, da es leicht ist, sich über seine Veränderungen auf dem Laufenden zu halten, zumal dieser Index regelmäßig in Zeitungen veröffentlicht wird. Was die empirischen Resultate angeht, so ist es praktisch gleichgültig, welche der beiden Variablen verwendet wird; sie sind fast vollkommen colinear.

---

1) D.H.S.Y. A. a. O. S.686

d) Dem Beispiel von Townend[1] von der Bank of England folgend, verwendet der Verfasser eine Dummy, die die Werte +1, -1 in 68_1 und 68_2 und +1 in 73_1 annimmt. Dies geschieht um Ausgabenveränderungen zu berücksichtigen, die bedingt waren durch:

1) Die 68_1 erfolgte Ankündigung einer Erwerbssteuererhöhung, die 68_2 durchgeführt wurde, und

2) die angekündigte Einführung der Mehrwertsteuer in 73_2. D.H.S.Y. verwenden außerdem noch den Wert -1 für 73_2, aber dies scheint auf Grund der Daten nicht gerechtferigt. In dieser Arbeit wurde deshalb darauf verzichtet.

Wenn vierte Differenzen gebildet wurden, wurde mit der Dummy natürlich entsprechend verfahren.

Da der Koeffizient der Dummy immer einen Wert von 0.01 (mit einer Standardabweichung von 0.0024) hatte, wird dieser Koeffizient in den Resultaten nicht jedesmal neu erwähnt.

Als erstes werden in Tabelle 2 die Resultate wiedergegeben, die man erhält, wenn man Gleichung (45) von D.H.S.Y. für die relevanten Zeiträume schätzt, und zwar zunächst in ihrer Originalform, dann mit S.A.-Daten und einem unabhängigen Glied. Weder die Parameterstabilität noch die D.W. Statistiken sind besonders beeindruckend, obschon die R^2 für eine in Wachstumsraten geschätzte Regression recht hoch sind. Immerhin dürfte Gleichung (45) die wesentlichen Merkmale der Daten ungefähr zutreffend wiedergeben.

Der Verfasser seinerseits hat folgende Schätzversuche durchgeführt:

Den Überlegungen in Kapitel II folgend, wurde zunächst eine einfache Modifizierung des Rahmens von D.H.S.Y. vor-

---

1) J.C. Townend A.a.O. S.60

genommen. Wenn das verfügbare Einkommen wirklich eine schlechte Proxy für das wahrgenommene Einkommen ist, auf dem die Konsumentscheidungen beruhen, so wird man versuchen müssen, eine Korrektur vorzunehmen. Der Verfasser schlägt vor, dies zu erreichen, indem er die wahrgenommene reale Wertverminderung der netto liquiden Mittel berücksichtigt. Dabei ergibt sich allerdings die Schwierigkeit, daß man die wahrgenommene und nicht die tatsächliche Wertminderung annähern muß. Als erstes muß man also bemüht sein, eine Proxy für die wahrgenommene Inflationsrate zu finden. Es wäre sehr ungewöhnlich und würde auf Seiten der Konsumenten viel Information voraussetzen, wenn die wahrgenommene und tatsächliche Inflationsrate immer übereinstimmen würden. Es muß irgendein Lernmechanismus miteinbezogen werden; vermutlich wird sich dieser Lernmechanismus mit dem Anstieg der Inflationsrate seinerseits auch wieder ändern. Wenn geringe Inflationsraten vernachlässigt werden, so ist das kaum von Bedeutung. Bei hohen Raten jedoch, kann dies zu stark suboptimalem Verhalten führen.

Um Schwierigkeiten insoweit möglichst zu vermeiden und in dieser recht komplexen Frage nicht allzu viele Freiheitsgrade zu verlieren, wurde ad hoc ein sehr einfacher Lernmechanismus festgelegt. Es stellte sich heraus, daß er mindestens ebenso tauglich war wie andere denkbare Alternativen. Dieser Lernmechanismus besagt folgendes: Die wahrgenommene Inflationsrate diese Quartals entspricht dem arithmetischen Mittel der Inflationsraten dieses und des vorigen Jahres, d. h.

$$\dot{P}^{e}_{t} = (P_t / P_{t-4} + P_{t-4} / P_{t-8} - 2) \quad (8)$$

Die wahrgenommene Inflationsrate wird sich nun wesentlich gleichmäßiger entwickeln als die tatsächlichen

Quartalsraten. Die neue Einkommensvariable, $Y_{N,t}$, die der Verfasser nun definiert, erhält man durch die Formel

$$Y_{N,t} = Y_t - \underline{a} \cdot \dot{P}^e_t \quad NLAS_{t-1} \quad ,$$

wobei Y_t das reale verfügbare Einkommen des persönlichen Sektors ist und $NLAS_{t-1}$ die reale Haltung an netto liquiden Mitteln des vorigen Quartals, beide zu den Preisen von 1970. $\underline{a}$ ist ein Parameter, der innerhalb der Regression bestimmt werden muß. Es wäre zu erwarten, daß er Werte um null annimmt, sofern das verfügbare Einkommen eine gute Approximation des wahrgenommenen Einkommens ist und Werte um eins, wenn das inflationsbedingte negative Einkommen zutreffend eingesetzt ist. Die genaue Interpretation des Wertes von $\underline{a}$ muß jedoch mit viel Umsicht vorgenommen werden. $\underline{a}$ ist ein Koeffizient, der sehr verschiedenen Einflüssen unterliegt: Ist $\dot{P}^e_t$ durchweg höher als die tatsächlich wahrgenommene Inflationsrate, so wird dies den Wert von $\underline{a}$ beeinflussen. Weicht die durchschnittliche Grenzkonsumquote der Eigentümer von liquiden Mitteln von derjenigen der übrigen Bevölkerung ab, so wird auch wieder den Wert von $\underline{a}$ beeinflussen. (Die Rentner z.B. sind Inhaber eines großen Teils der Bausparverträge, die zeitweise nahezu die Hälfte der gesamten liquiden Mittel des persönlichen Sektors darstellen). Grundsätzlich kann aber angenommen werden, daß niedrige Werte von $\underline{a}$ eher gegen die Hypothese des Verfassers sprechen, während hohe Werte darauf hindeuten, daß doch etwas richtig daran ist.

Als erstes schätzte der Verfasser eine Reihe von Regressionen von der Art:

$$\Delta_4 \log C_t = \alpha + \beta \Delta_4 \log Y_{N,t} + \gamma \Delta_4 \log Y_{N,t} + \delta \left(\frac{C}{Y_N}\right)^A_{t-4} + u_t \qquad (11)$$

Für $\underline{a}$ wurden Werte zwischen 0 und 1 mit einem Intervall von 0,1 vorgegeben. Die Ergebnisse finden sich in der Tabelle 3. Man kann sie kaum als ermutigend bezeichnen. Weder die R^2 noch die D.W.-Statistiken verbesserten sich mit höheren Werten von $\underline{a}$. Die Ergebnisse sind bedeutend schlechter als die in Tabelle 2 (in der das $\Delta_4 \log P_t$--Glied Inflationseffekte berücksichtigt). Indessen ganz so schlecht wie man zunächst meinen könnte, sind die Resultate auch nicht. Die $\Delta_4 \log Y_{N,t}$ und $\Delta_1\Delta_4 \log Y_{N,t}$ Reihen weichen stark von ihren Y_t Äquivalenten ab(für $\underline{a}$ =0,4 um durchschnittlich 25% für die gesamte Periode). Dennoch geht das R^2 nicht allzustark zurück. Vielleicht ist an der Theorie also doch etwas richtig. Mit Sicherheit kann jedenfalls gesagt werden, daß Gleichung (11) stark fehlspezifiziert ist.

Als nächstes wurde folgende Mäglichkeit untersucht: Man gehe einmal davon aus, die tatsächliche langfristige Relation sei nicht, wie bisher angenommen $C_t^A = kY_{N,t}^A$, sondern $C_t^A = kY_{N,t}^A (W/Y_N)_{t-1}^l$, wobei W das reale Vermögen des persönlichen Sektors und l die langfristige Elastizität der Konsumquote in Bezug auf die Vermögens- Einkommens Relation bezeichnet. Je höher die Vermögens- Einkommensrelation, desto höher die Konsumquote (für $l > 0$), eine Annahme, die sowohl mit den Überlegungen des Kapitel I als auch mit Modellen wie die L.C.H. und die P.I.H. in Einklang steht.

Als Proxy für die jährliche Vermögenshaltung wurde das über vier Quartale laufende arithmetische Mittel der netto liquiden Mittel genommen. Die netto liquiden Mittel wurden als Proxy gewählt, weil der Konsument ihre Entwicklung ohne viel Schwierigkeiten verfolgen kann und sie außerdem keinen starken, kurzfristigen Fluktuationen zu unterliegen pflegen. Auch führt eine Regel, die das Verhältnis von nominalen liquiden Mitteln zu nominalem Einkommen berück-

sichtigt, zu derselben Spezifizierung(d.h. die genaue Kenntnis des Preisniveaus ist für diese Formulierung nicht erforderlich).

Es wurde eine Variable $LOY_{N,t}$ gebildet

$$LOY_{N,t} = \log\left(\sum_{i=1}^{4} NLAS_{t-i} \Big/ \sum_{i=1}^{4} Y_{N,t-i} \right)$$

Dieselben Transformationen, die D.H.S.Y. durchgerechnet haben und die in Kapitel IV nachvollzogen wurden, liefern, wenn man von einer langfristigen Relation der Form

$$C_t^A = kY_{N,t}^A \left(\frac{NLAS}{Y_N}\right)_{t-1}^{1}$$

ausgeht, die kurzfristige Gleichung

$$\Delta_4 \log C_t = \alpha + \beta \Delta_4 \log Y_{N,t} + \gamma \Delta_1 \Delta_4 \log Y_{N,t} + \delta \log\left(\frac{C}{Y_N}\right)_{t-4}^{A} + \lambda LOY_{N,t} + u_t \qquad (12)$$

wobei $1 = -\lambda/\delta$ ist (dies kann man leicht nachrechnen, indem man alle Wachstumsraten gleich null setzt).

Gleichung (12) wurde wieder für $\underline{a}$ Werte zwischen 0 und 1 in Intervallen von 0,1 geschätzt. Die Ergebnisse finden sich in Tabelle 4.

Man sieht, daß die Werte von R^2 sogar für $\underline{a} = 0$ ungefähr ebenso hoch sind wie für die Regressionen in Tabelle 2. Indessen erhält man vernünftige D.W. Statistiken nur für $\underline{a}$ Werte zwischen 0,2 und 0,8. Der R^2 maximierende Wert von $\underline{a}$ ist ungefähr 0,5 für die gesamte Periode, ungefähr 0,2 für die Periode von 64_3 bis 69_4 und ungefähr 0,6 für die Periode von 70_1 bis 77_3 . Besonders für die erste Hälfte sind die Veränderungen von R^2 so klein, daß sie kaum ins Gewicht fallen. Immerhin sollte man festhalten, daß der

niedrige Wert von $\underline{a}$ in den 60er Jahren den Erwartungen entspricht. Die Inflationsrate war damals recht niedrig und konnte vernachlässigt werden. Erst in den 70er Jahren stieg sie stärker an, und die Konsumenten fingen an, mehr auf sie zu achten.

Wie triftig sind die Gründe dafür, mit der $Y_{N,t}$ Variablen und Werten von $\underline{a} \neq 0$ anstatt mit dem üblichen verfügbaren Einkommen zu arbeiten? Einerseits sind die Veränderungen von R^2 nicht sehr bedeutend. Andererseits jedoch beobachtet man, daß sich sowohl das R^2 wie vor allem die D.W. Statistik verbessern, wenn $\underline{a}$ Werte um 0,5 annimmt. Diese beiden Tatsachen zusammen sind ein starkes Indiz dafür, daß eine Fehlspezifizierung korrigiert worden ist. Noch deutlicher wird dies auf den Plots der Residuen. Die U-Form der Residuenverteilung wird immer schwächer und verschwindet schließlich. Es gibt doch einige Anhaltspunkte dafür, daß durch die $Y_{N,t}$- Variable Verbesserungen stattfinden, die man nicht ohne weiteres dem Zufall zuschreiben kann.

Um auch ein einigermaßen konkretes statistisches Maß für die Signifikanz von $\underline{a}$ zu erhalten, wurde Gleichung (12) zusätzlich mit einem nichtlinearen Schätzverfahren berechnet, auf Grund dessen $\underline{a}$ simultan mit den anderen Parametern bestimmt werden kann. Die Ergebnisse sind folgende:

a) Schätzzeitraum 64_3 bis 77_3

$$\Delta_4 \log\hat{C}_t = \underset{(.017)}{-.135} + \underset{(029)}{.25}\ \Delta_4 \log Y_{N,t} + \underset{(.027)}{.22}\ \Delta_4 \log Y_{N,t-1} - \underset{(.043)}{.225}\ \log\left(\frac{C}{Y_N}\right)^{A}_{t-4} + \underset{(.011)}{.10}\ LOY_{N,t}$$

$$\underset{(.12)}{\underline{a} = .57} \qquad R^2 = .927 \qquad D.W. = 2.20 \qquad S.E. = \hat{\sigma} = .0053$$

b) Schätzzeitraum 64_3 bis 69_4

$$\Delta_4 \log \hat{C}_t = \underset{(.053)}{-.11} + \underset{(.056)}{.25}\ \Delta_4 \log Y_{N,t} + \underset{(.047)}{.23}\ \Delta_4 \log Y_{N,t-1} - \underset{(.083)}{.22}\ \log(\gamma_{Y_N})^{A}_{t-4} + \underset{(.044)}{.076} LOY_{N,t}$$

$\underset{\sim}{a} = .27$ (.35) $\qquad R^2 = .861 \qquad$ D.W. $= 2.03 \qquad$ S.E. $= \hat{\sigma} = .0047$

c) Schätzzeitraum 70_1 bis 77_3

$$\Delta_4 \log \hat{C}_t = \underset{(.023)}{-.14} + \underset{(.044)}{.26}\ \Delta_4 \log Y_{N,t} + \underset{(.039)}{.22}\ \Delta_4 \log Y_{N,t-1} - \underset{(.058)}{.23}\ \log(\gamma_{Y_N})^{A}_{t-4} + \underset{(.015)}{.098}\ LOY_{N,t}$$

$\underset{\sim}{a} = .54$ (.18) $\qquad R^2 = .939 \qquad$ D.W. $= 2.12 \qquad$ S.E. $= \hat{\sigma} = .0062$

Wie auf Grund der Tabelle 4 zu erwarten war, ist $\underset{\sim}{a}$ sowohl für die Gesamtperiode als auch für die zweite Hälfte des Schätzzeitraums hoch signifikant, während es für die erste Hälfte zwar das richtige Vorzeichen, zugleich aber auch einen sehr großen Vertrauensintervall aufweist.

Etwas beunruhigend sind vielleicht die (relative) Parameterinstabilität der $LOY_{N,t}$, $\log(\gamma_{Y_N})^{A}_{t-4}$ und der konstanten Glieder, die, bei gegebenem $\underset{\sim}{a}$, alle um 20% variieren (siehe Tabelle 6a). Ist dies als Zeichen eines Strukturbruchs zu bewerten, der zur Einführung einer weiteren Variablen Anlaß geben sollte? Der Verfasser ist nicht dieser Auffassung. Die Variationen sind alle geringer als die Standardabwei-

chungen der Parameter, eine gute Faustregel, um Parameterstabilität zu testen. Einen noch stärkeren Hinweis geben die Summe der quadrierten Residuen. Für $\underline{a}$ =0,4 sind sie

.00136 für 64_3 bis 77_3

.00032 für 64_3 bis 69_4

und .00098 für 70_1 bis 77_3

Halbiert man den Schätzzeitraum und führt man eine unabhängige Schätzung der beiden Unterperioden durch, so geht die Summe der quadrierten Residuen von.00136 auf.00130 zurück, ein Rückgang von 4%. Das Unterteilen der Periode hat die Anpassung kaum verbessert. Die Koeffizienten der Regression für die Gesamtperiode erklären die Daten ebensogut wie diejenigen, die man erhält, wenn man jede Hälfte einzeln schätzt.

Dennoch hat der Verfasser auf verschiedene Weise versucht, die Parameterinstabilität aus (12) zu eliminieren. Es stellte sich heraus, daß mit Hilfe einer ziemlich einfachen Modifizierung das Problem zufriedenstellend gelöst werden konnte. Der stetige Anstieg der Relation von liquiden Mitteln zu Einkommen in den 60er Jahren berechtigt zu der Annahme, daß die Einkommenselastizität der Nachfrage nach liquiden Mitteln größer als eins sein könnte. Eine Funktion des Typs $NLAS_t=kY_t^{(1+\eta)}$ $\eta > 0$ mag eine bessere Annäherung sein. Sie stellt jedoch gewisse Probleme. Bei konstantem Einkommenswachstum würde eine solche Funktion letzten Endes dazu führen, daß ein immer höherer Anteil des Einkommens gespart wird. Der Verfasser verwendet die Funktion jedoch nur als lokale Approximation, und solange η nicht allzu sehr von null abweicht, erscheint dies gerechtfertigt. Bei längerfristigen Überlegungen dürfte die Verwendung einer

Nachfragefunktion mit nicht konstanter Einkommenselastizität erforderlich sein.

Um zu testen, ob eine Nachfragefunktion nach liquiden Mitteln mit einer Einkommenselastizität > 1 die Ergebnisse verbessern würde, wurde eine neue Variable gebildet.

$$NLOY_t = \log\left[\sum_{i=1}^{4} \frac{NLAS_{t-1}}{4} \Big/ \left(\frac{\sum_{i=1}^{4} Y_{N,t-1}}{4}\right)^{(1+\eta)}\right]$$

und Gleichung (13) geschätzt.

$$\Delta_4 \log C_t = \alpha+\beta\Delta_4 \log Y_{N,t} + \gamma\Delta_1\Delta_4 \log Y_{N,t} + \delta(\mathring{y}_N)^A_{t-4} + \lambda NLOY_{N,t} + u_t \qquad (13)$$

Sowohl $(1+\eta)$ als auch $\underline{a}$ nahmen innerhalb eines Gitters verschiedene Werte an. Da ein Wert von $(1+\eta)$ von 1,15 recht gut zu passen schien, wurde damit weiter gearbeitet.Die Ergebnisse finden sich in Tabelle5. Man sieht, daß sich die Werte für R^2 kaum geändert haben. Auch die Verschlechterungen der D.W.-Statistiken sind so gering, daß man sie unbeachtet lassen kann. Auf den Plots der Residuen erkennt man, daß sich Werte der D.W.-Statistiken größer als zwei als kurze Fluktuationen um den Nullwert abzeichnen; daraus lassen sich schwerlich Schlüsse über eine eventuelle Fehlspezifizierung schließen. Der bezweckte Haupteffekt ist der, daß die Parameterstabilität nun zugenommen hat. (Man vergleiche dazu Tabelle 6a und 6b). Die Resultate, wenn man $\underline{a}$ simultan schätzen läßt,sind wie folgt:

a) Schätzzeitraum 64_3 bis77_3

$$\Delta_4 \log \hat{C}_t = \underset{(.006)}{-.005} + \underset{(.30)}{.26}\,\Delta_4 \log Y_{N,t} + \underset{(.027)}{.22}\,\Delta_4 \log Y_{N,t-1} - \underset{(.045)}{.24}\,\log(\mathring{y}_N)^A_{t-4} + \underset{(.011)}{.093} NLOY_{N,t}$$

$\underline{a} = \underset{(.12)}{.49}$ $\quad R^2=.927$ $\quad$ D.W. $=2.23$ $\quad$ S.E.$=\hat{\sigma}=.0053$

b) Schätzzeitraum 64_3 bis 69_4

$$\Delta_4 \log\hat{C}_t = \underset{(.017)}{-.004} + \underset{(.056)}{.24}\ \Delta_4 \log Y_{N,t} + \underset{(.047)}{.23}\ \Delta_4 \log Y_{N,t-1} - \underset{(.084)}{.22}\ \log(\gamma y_N)^A_{t-4} + \underset{(.053)}{.087}\ NLOY_{N,t}$$

$\underset{\sim}{a} = .28$ (.35) $\quad R^2 = .858 \quad D.W. = 2.00 \quad S.E. = \hat{\sigma} = .0047$

c) Schätzzeitraum 70_1 bis 77_3

$$\Delta_4 \log\hat{C}_t = \underset{(.009)}{-.008} + \underset{(.044)}{.27}\ \Delta_4 \log Y_{N,t} + \underset{(.040)}{.22}\ \Delta_4 \log Y_{N,t-1} - \underset{(.062)}{.25}\ \log(\gamma y_N)^A_{t-4} + \underset{(.015)}{.092}\ NLOY_{N,t}$$

$\underset{\sim}{a} = .49$ (.17) $\quad R^2 = .938 \quad D.W. = 2.14 \quad S.E. = \hat{\sigma} = .0062$

Es ist möglich, daß man durch eine etwas kompliziertere Nachfragefunktion nach liquiden Mitteln kleine weitere Verbesserungen erreichen könnte; der damit verbundene Aufwand dürfte sich jedoch kaum lohnen. Wie dargelegt wurde, kann das Konsumverhalten in der Periode 64_3 bis 77_3 mit Hilfe einer ziemlich einfachen Gleichung (13) recht gut erklärt werden. Um dies zu verdeutlichen, wurde Gleichung (13) für verschiedene weitere Unterperioden geschätzt, erst für $\underset{\sim}{a}$=0,4 und dann für variable Werte von $\underset{\sim}{a}$. Die Ergebnisse sind in Tabelle 7 und 8 wiedergegeben. Bei deren Bewertung

ist zu berücksichtigen, daß die Unterperioden sehr kurz sind und daß bereits einige wenige atypische Beobachtungen die Parameterwerte stark beeinflussen können.Die Variation der Einkommensparameter ist z.B. fast so groß wie die von $\underline{a}$ und λ.

Bevor über weitere Ergebnisse berichtet wird , möchte der Verfasser diejenigen, die bisher gewonnen wurden, etwas genauer interpretieren.

VI. Kapitel

Interpretation der Ergebnisse

Eine erste wichtige Feststellung ist die, daß eine hochgradige Interdependenz zwischen den Koeffizienten der $\log(\gamma y_N)^A_{t-4}$ und der $LOY_{N,t}$ Gliedern besteht. Die Einführung des $LOY_{N,t}$ Gliedes bewirkt einen starken Anstieg des absoluten Koeffizienten des $\log(\gamma y_N)^A_{t-4}$ Gliedes (man vergleich z.B. Tabelle 2 und 4a). Hier stellt sich nun die Frage, ob der signifikante Koeffizient des $LOY_{N,t}$ Gliedes durch eine zufällige Colinearität mit dem $\log(\gamma y_N)^A_{t-4}$ Glied bedingt ist. Es gibt einige Anhaltspunkte, die dagegen sprechen. Die Konsumentscheidung ist ihrer Natur nach ein intemporaler Vorgang. Man würde daher erwarten, einen Mechanismus zu finden, der berücksichtigt, daß die gegenwärtige Sparentscheidung die zukünftigen Konsummöglichkeiten beeinflusst. Das $LOY_{N,t}$ Glied erfüllt gerade diese Funktion eines integralen Anpassungsmechanismus . Wird ein zu hoher Einkommensteil ausgegeben, so hat dies eine kumulative Senkung der Relation zwischen Vermögen und Einkommen zur Folge und dies wiederum führt zu einer Verminderung der Konsumquote. Fast könnte man soweit gehen zu behaupten, daß jede Konsumfunktion, die keinen solchen integralen Anpassungsmechanismus enthält, fehlspezifiziert ist. Dies wird natürlich erst dann deutlich erkennbar werden, wenn die Konsumquote mehrere Perioden hintereinander zu hoch(oder zu niedrig) gewesen ist.

Weitere Argumente für das Miteinbeziehen des $LOY_{N,t}$ Gliedes ergeben sich bei einer Prüfung der ökonomischen Glaubwürdigkeit der Werte von δ mit und ohne dem $LOY_{N,t}$ Glied:

1) Die Konsum- Einkommensdynamik des D.H.S.Y. Modells ist außergewöhlich langsam. Auf Grund der angenommenen langfristigen Einkommenselastizität des Konsums von eins muß eine Steigerung des Einkommens um 10% letzten Endes auch zu einer 10%- igen Steigerung des Konsums führen. Mit den Parameterwerten der Gleichung (45) von D.H.S.Y. wird diese Anpassung wie folgt stattfinden: Eine permanente Steigerung des Einkommens um 10% von Periode 1 an führt zu einem Anstieg des Konsums um 2,6% in Periode 1 -4,7% in Periode 2 -7,1%in Periode 21 und 8,1% in Periode 37, d.h. die ersten 81% der Anpassung sind erst nach 9 Jahren vollendet. Diese- - verglichen mit den Ergebnissen anderer Studien- recht langsame Entwicklung ist auf den niedrigen Wert von δ (0,1) zurückzuführen. Bei δ=0,26 (wie z.B. in Tabelle 5a) findet die Anpassung wesentlich schneller statt. Der Konsum steigt um 2,7% in Periode 1 -4,9% in Periode2 -7,8% in Periode9 und 8,2% in Periode 13. Die durchschnittliche Verzögerung(die sich als $(1-\beta+\gamma)/\delta$ errechnet) ist 5,3 Perioden auf Grund der D.H.S.Y. Gleichung ,2 Perioden auf Grund der des Verfassers.

2) Aufschlußreich ist auch eine Betrachtung, wie sich die langfristige Konsumquote (K) als Funktion der Wachstumsrate des Einkommens verändert.

$$K = \exp\left(\bar{k} - g_1 \, (1-\beta+\gamma) \, / \, -\delta\right)$$

Auf Grund der Parameterwerte von D.H.S.Y. führt eine Steigerung der Wachstumsrate des Einkommens um 1% (zum Beispiel von 3% auf 4%) zu einem Rückgang der Konsumquote von 85% auf 82%, d.h. eine Differenz von 3% . Auf Grund der Glei-

chung des Verfassers erhält man(bei vernünftigen $LOY_{N,t}$ Werten) einen Rückgang von 84,4% auf 82,7%, d.h. eine Differenz von 1,7%. Auch dieses Ergebnis stellt sich intuitiv etwas glaubwürdiger dar.

Nimmt man an, daß die Gleichung mit einem $LOY_{N,t}$ Glied richtig spezifiziert ist, so ist leicht zu erklären, weshalb der Ausschluß dieses Gliedes zu einem niedrigen Koeffizienten des $\log(\mathcal{G}y_N)^A_{t-4}$ -Gliedes führt. Die Grenzkonsumquote unterliegt zwei Einflüssen, die voneinander nicht unabhängig sind: Der Konsumquote $\log(\mathcal{G}y_N)^A_{t-4}$ und der Relation zwischen Vermögen und Einkommen $LOY_{N,t}$. Ein niedriges $LOY_{N,t}$ bewirkt ein Absinken der Grenzkonsumquote und führt so zu einem niedrigen $\log(\mathcal{G}y_N)^A_{t-4}$. Dies wiederum muß (für $\delta>0$) einen Anstieg der Grenzkonsumquote auslösen. Schließt man den ersten dieser beiden Einflüsse aus, so muß der Koeffizient des $\log(\mathcal{G}y_N)^A_{t-4}$- Gliedes nach unten verzerrt sein. So hat die niedrige Konsumquote der 70er Jahre deshalb nicht zu einer Steigerung der Grenzkonsumquote geführt, weil die Relation zwischen Vermögen und Einkommen zu niedrig war. Berücksichtigt man dies nicht, so kann man die beobachteten Daten nur dann approximieren, wenn man den Einfluß der Konsumquote auf die Grenzkonsumquote zu niedrig ansetzt.

Auf Grund der vorstehenden Erkenntnisse läßt sich auch erklären, warum D.H.S.Y. in ihrer Regression 41a (die mit S.A. Daten geschätzt wurde) stark negative 4A.R. erhalten haben: Dies ist, wie schon im IV. Kapitel angedeutet, auf den nach unten verzerrten Koeffizienten des $\log(\mathcal{G}y_N)^A_{t-4}$ - - Gliedes zurückzuführen.

Der Verfasser hat letztlich keine Bedenken, das $LOY_{N,t}$ (oder $NLOY_{N,t}$) Glied in den Regressionen zu belassen und die daraus resultierende ökonomische Interpretation zu akzeptieren.

Als nächstes möchte er sich nun einem Problem zuwenden,

das die Hauptschwäche seiner Arbeit darstellen dürfte, und zwar der Einsetzung der netto liquiden Mittel als Proxy für das Vermögen. Es ist sicher richtig, daß in den inflatorischen Phasen der 70er Jahre ein Rückgang im relativen Ertrag der liquiden Mittel stattgefunden hat und daß dies ein Ausweichen in andere, meist reale Vermögenswerte, zur Folge hatte. Die nachstehende Regression kann diesen Vorgang in etwa verdeutlichen.

$$\Delta_4 \text{NLAS}_t = \underset{(.02)}{.23}\ (Y_t - C_t)\ \underset{(.05)}{-.67}\ \dot{P}_t \text{NLAS}_{t-2}$$

$$R^2 = .78 \qquad \text{D.W.} = .86 \qquad (14)$$

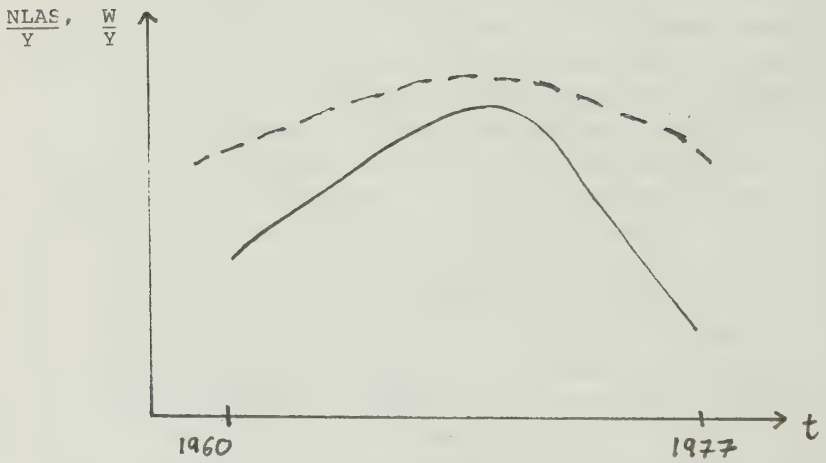
Y_t ist das jährliche verfügbare Einkommen, C_t der jährliche Konsum und P_t die jährliche Inflationsrate. (Der Schätzzeitraum ist 1964_3 bis 1977_3). Die besonders niedrige D.W. Statistik erklärt sich zumindest zum Teil daraus, daß hier mit einem beweglichen Mittel der Quartalsdaten gearbeitet wurde und daß deswegen jede Quartalsbeobachtung in vier aufeinander folgenden Jahresdaten wiederkehrt.

Wie man sieht, ist ein großer Teil des inflationsbedingten negativen Einkommens dadurch kompensiert worden, daß man den realen Wert der liquiden Mittel hat sinken lassen. Eine Proportionalität zwischen liquiden Mitteln und Gesamtvermögen, die es in den 60er Jahren gegeben haben mag, hat jedenfalls in den 70er Jahren nicht weiter bestanden. Wie ist es dann zu rechtfertigen, daß liquide Mittel als Proxy für das Gesamtvermögen eingesetzt werden ?

Es gibt verschiedene Möglichkeiten, dieses Problem anzugehen, doch erscheint keine von ihnen vollkommen zufriedenstellend. Die einfachste Lösung besteht darin, ohne weiteres anzunehmen, daß die netto liquiden Mittel derjenige Teil des Gesamtvermögens sind, der für die Konsumentscheidung

von Bedeutung ist. Es gibt in der Tat keinen Grund davon auszugehen, daß alle ökonomischen Entscheidungen von derselben Vermögensvariablen bestimmt sind und daß diese Variable das Gesamtvermögen ist. Warum sollten nicht die netto liquiden Mittel die Vermögensvariable sein, die für die Konsumentscheidung relevant ist? Wie vorstehend dargelegt wurde, haben sie den Vorteil, leicht beobachtet werden zu können und keinen größeren transitorischen Schwankungen zu unterliegen. Dieses Argument ist zwar theoretisch konsistent, aber nicht sehr überzeugend. Sind zwei Vermögensformen gute Substitute, so ist es unwahrscheinlich, daß nur eine davon für einen Entscheidungsprozess von Bedeutung ist, die andere jedoch nicht. Eine kleine Veränderung der relativen Preise der verschiedenen Vermögensarten könnte dann starke ökonomische Verhaltensänderungen auslösen, und dies ist nicht sehr plausibel.

Erwägenswerter ist das Argument, daß es zwar Substitition zwischen liquidem und anderem Vermögen geben mag, dies jedoch nicht unbedingt bedeutet, daß der Zeitpfad von liquidem- und Gesamtvermögen sehr verschieden ist. Gleichung(14) läßt erkennen, daß die Substitution zwischen liquidem und anderem Vermögen sich nicht abrupt, sondern eher langsam vollzogen hat. Die Entwicklung der Relation zwischen liquiden Mitteln und Einkommen sowie zwischen Gesamtvermögen und Einkommen mag so wenig verschieden gewesen sein, daß man sehr wohl die erstere als Proxy für die letztere einsetzen könnte. Da der Koeffizient des $\dot{P}_t$ NLAS$_{t-2}$ Gliedes in Gleichung (14) wesentlich kleiner als eins ist, könnte man sich z.B. vorstellen, daß die Entwicklungen ————— bzw --- waren.



Dies ist die Interpretation, die der Verfasser vorzieht. Während der Rückgang der Relation zwischen Vermögen und Einkommen in den 70er Jahren wahrscheinlich bei weitem nicht so markant war, wie derjenige der Relation zwischen liquiden Mitteln und Einkommen, so ist es dennoch wahrscheinlich, daß auch dort ein Rückgang stattgefunden hat;die Relation zwischen liquiden Mitteln und Einkommen wird mithin als ungefähre Annäherung eingesetzt. Die Schätzwerte von $(1+\eta)$ undλ würden zwar zweifellos anders sein, wenn man die tatsächlich relevante Vermögensvariable benutzt hätte; dies muß aber in Kauf genommen werden. Es gibt in der Tat keine vernünftige Vermögensreihe, in die reale Güter wie z.B. Grundstücke und Häuser einbezogen sind. In Anbetracht der starken Preisschwankungen auf dem Immobilienmarkt erscheint es sogar zweifelhaft, ob eine solche Serie je aufgestellt werden kann. Eine schlechte Proxy ist dann immernoch besser als überhaupt keine Variable.

Und nun zur Interpretation der Inflationseffekte selbst. Wie bereits anhand des numerischen Beispiels am Ende von Kapitel II gezeigt wurde, manifestiert sich der Haupteinfluß der Inflation auf das Konsumverhalten in der Differenz zwischen den Y_t und Y_t^N Gliedern, d. h. das wahrgenommene Einkommen ist wesentlich geringer als das verfügbare Einkommen. Um dies zu verdeutlichen, wurde in Tabelle 9 sowohl der absolute wie der relative Unterschied zwischen Y_t und $Y_{N,t}$ für $\underline{a} = 0{,}5$ ausgerechnet. Es ergab sich, daß der Unterschied besonders für die Jahre 1974 ff. ökonomisch relevant ist. Das $NLOY_{N,t}$ Glied kompensiert nur gerade eben die niedrigen Werte der Konsumquote, die anderenfalls einen Anstieg der Grenzkonsumquote bewirkt hätten. Dies wird in Tabelle 1o veranschaulicht, in der die Entwicklungen von $\log (C/Y_N)^A_{t-4}$, $NLOY_{N,t}$ und $-0.26 \log (C/Y_N)^A_{t-4} + 0.096\ NLOY_{N,t}$ (siehe Tabelle 5a) für $\underline{a} = 0{,}5$ dargestellt sind. Die Inflationseffekte in den Regressionen stimmen tatsächlich mit den vorhergehenden theoretischen Überlegungen überein; sie erklären sich nicht aus einem einfachen realen Kasseneffekt.

In diesem Zusammenhang ist auch darauf hinzuweisen, daß die Entwicklung von $\Delta_4 \log Y_t$ und $\Delta_1\Delta_4 \log Y_N$ und ihren $Y_{N,t}$ Äquivalenten keineswegs ähnlich ist. Der durchschnittliche (relative) Unterschied zwischen $\Delta_4 \log Y_t$ und $\Delta_4 \log Y_{N,t}$ für $\underline{a} = 0{,}5$ z.B. ist 24 % für die Periode 64_3 bis 69_4, 3O % für die Periode $7O_1$ bis 77_3 und 28,6 % für die Gesamtperiode. Die Werte für $\Delta_1\Delta_4 \log Y_t$ liegen nur wenig darunter.

Der Verfasser fühlt sich gerechtfertigt zu schließen, daß eine hohe Inflationsrate einen starken Rückgang der Konsumquote (gemessen am verfügbaren Einkommen) bewirkt. Insoweit als das verfügbare Einkommen auch eine gute Approximation des tatsächlichen Einkommens darstellt, kann

angenommen werden, daß Inflation zu starken Verzerrungen der Gesamtnachfrage führt.Dies kann man als eine Art Geldillusion bezeichnen. Der Konsument gründet seine Konsumentscheidung auf eine Variable (wahrgenommenes Einkommen Y^N), die bei Inflation jedoch nur eine schlechte Approximation des tatsächlichen Einkommens Y^T darstellt. Man sollte annehmen, daß er früher oder später aus seinen Fehlern lernt. Die Regressionen haben jedoch nicht erkennen lassen, daß dieser Lernprozess etwa schnell vor sich geht. Dies kann als weiterer wichtiger Grund dafür angesehen werden, die Inflationsrate möglichst niedrig zu halten. Expansionspolitik, die gleichzeitig zu einem Anstieg des Preisniveaus führt, kann ihre beabsichtigte Wirkung verfehlen, weil sie indirekt einen starken negativen Effekt auf die Konsumnachfrage auslöst.

VII. Kapitel

Weitere Ergebnisse

In Gleichung (13) sind immer noch zwei Parameter enthalten, die in der Regression nicht simultan mit den anderen Koeffizienten geschätzt werden. Es sind dies:

a) $(1+\eta)$, die Einkommenselastizität der gewünschte liquiden Mittel, und

b) der Erwartungsmechanismus, mit dem $\dot{P}^e_t$ geschaffen wird.

Alle Versuche, dies zu ändern scheiterten.

Man betrachte zunächst das λ $NLOY_{N,t}$- Glied. Es kann zerlegt werden in $\lambda \log (\sum_{i=1}^{4} NLAS_{t-i} /4) - (1+\eta)\lambda \log(\sum_{i=1}^{4} Y_{N,t-i}/4)$.

Leider aber liefert eine Regression, in der diese Zerlegung stattfindet, keine nützlichen Ergebnisse. Der Koeffizient des $\log(\sum_{i=1}^{4} NLAS_{t-i}/4)$ Gliedes bleibt, wie zu erwarten, ungefähr bei λ, man kann aber keine Erkenntnisse über $(1+\eta)$ gewinnen. Die Gleichung enthält nun eir Einkommensglied zuviel,

$(\Delta_4 \log Y_{N,t}$, $\Delta_1\Delta_4 \log Y_{N,t}$, $\log(\sigma_{y_N})^{\lambda}_{t-4}$ und jetzt $\log(\sum_{i=1}^{4} Y_{N,t-i}/4)$.

Da die Entwicklung des Einkommens stark trendgebunden ist, können nun wesentliche Verschiebungen der Parameter der verschiedenen Einkommensglieder stattfinden, je nach dem

Schätzzeitraum , und je nachdem, ob z.B. $\log (\sum_{i=1}^{4} Y_{N,t-1}/4)$ oder einfach $\log Y_{N,t-1}$ gewählt wird. Um zu prüfen, ob die Parameterstabilität der Einkommensglieder tatsächlich hierauf zurückzuführen ist, hat der Verfasser für verschiedene i-Werte nachstehende Gleichung geschätzt:

$$\Delta_4 \log C_t = \alpha+\beta\Delta_4 \log Y_t+\gamma\Delta_1\Delta_4 \log Y_t+\delta \log(\overset{C}{Y_N})^{A}_{t-4} + \\ + \log Y_{t-i} + u_t$$

Die erwartete Parameterstabilität wird erneut festgestellt. Die hohe Colinearität der Y_N-Glieder läßt mithin kein simultanes Schätzen von (1+η) zu; es muß durch ein Intervallverfahren festgesetzt werden.

b) Versuche, über den Erwartungsmechanismus von $\dot{P}^e_t$ genauere Erkenntnisse zu gewinnen, scheitern ebenfalls. Es macht kaum einen Unterschied, ob man ein Mittel der Inflationsraten verwendet, daß auf einen einjährigen oder zweijährigen Zeitraum bezogen ist, oder auch eine lineare Kombination der beiden. (Man vergleiche dazu Tabelle 8 und 11). Das Mittel über zwei Jahre passt für die Periode 70_1 bis 77_3 etwas besser,das Mittel über 1 Jahr für die Periode 64_3 bis 69_4. Der Verfasser bevorzugt das zweijährige Mittel, da es nach seiner Auffassung besonders in Zeiten stark schwankender Inflationsraten eine sichere Approximation gewährleistet.

Schließlich wurde auch noch getestet, ob die gewonnenen Ergebnisse möglicherweise eine gute Approximation für ein anderes, wahres Modell sein könnten, das ökonometrisch noch besser passt. Dies wurde durch eine einfache Transformation erleichtert, auf die der Verfasser von David Hendry (L.S.E.) hingewiesen wurde. Der Ausdruck $\log (Y_{t-\dot{P}^e_t}.NLAS_{t-1})$ kann bei Verwendung der Approximation $\log(1+x) \approx x$ für kleine x auch geschrieben werden als $\log Y_t - \dot{P}^e_t \frac{NLAS}{Y_t} t-1$. Gleichung (13) kann so transformiert werden zu

$$\Delta_4 \log C_t = \alpha + \beta \log Y_t + \gamma \Delta_1 \Delta_4 \log Y_t + \delta \log (\sigma_y)^A_{t-4} + \lambda NLOY_t$$

+ eine Anzahl von Gliedern derForm $\dot{P}^e NLAS/Y$ mit verschiedenen Lags.

Da alle diese Glieder in hohem Maße colinear sind, besteht nicht die Möglichkeit, jeden Koeffizienten einzeln zu schätzen. Wohl können eine Reihe anderer Modelle geschätzt werden, die dem des Verfassers recht ähnlich sind.

Gleichung (15) z.B.

$$\Delta_4 \log C_t = \alpha + \beta \Delta_4 \log Y_t + \gamma \Delta_1 \Delta_4 \log Y_t + \delta \log (\sigma_y)^A_{t-4} + \lambda NLOY_t + \mu \beta^e_t \sum_{i=1}^{4} \frac{NLAS_{t-1}}{Y_{t-i+1}} + u_t \qquad (15)$$

ist Gleichung (13) sehr ähnlich, außer das die Lagstruktur des $\dot{P}^e_t$ Gliedes anders ist. Wie zu erwarten kommen auch die Ergebnisse denen von Gleichung (13) sehr nahe.

Als weiterer Test wurde für $\dot{P}^e_t$ sowohl das zweijährige als auch das einjährige Mittel der Inflationsrate verwendet. Keine dieser beiden Spezifizierungen erwies sich als eindeutig besser als die andere. Die eine lieferte etwas höhere Werte für R^2, die andere leicht bessere D.W. Statistiken (siehe Tabelle 12). Man beachte auch, daß die Koeffizienten des negativen Einkommens $\dot{P}^e_t \sum_{i=1}^{4} (NLAS_{t-i} / Y_{t-i+1})$

sowohl für den gesamten Schätzzeitraum als auch für die Periode 70_1 bis 77_3 einen Koeffizienten hat, der 2 bis 3 mal so groß ist wie der des $NLOY_{N,t}$ Gliedes. Man kann daran sehr deutlich erkennen, daß die Reaktion der Konsumenten auf

inflationsbedingtes negatives Einkommen sehr anders ist als die auf ein Ungleichgewicht ihrer realen Kassenhaltung. Es ist nicht gerechtfertigt, das inflationsbedingte negative Einkommen(eine Stromgröße) als einen realen Kasseneffekt (eine Bestandsgröße) zu interpretieren.

Die nächsten Regressionen, die geschätzt wurden, waren der Gleichung (45) von D.H.S.Y. sehr ähnlich; nur wurde jetzt ein $NLOY_{N,t}$ Glied hinzugefügt. Auch hier unterschieden sich die Ergebnisse so geringfügig von den obigen, daß vom statistischen Standpunkt keine der Gleichungen gegenüber den anderen Vorrang verdient (siehe Tabelle 12). Es mag von Interesse sein, darauf hinzuweisen, daß der Koeffizient des $\Delta_4 p_t$- Gliedes für die Periode 64_3 bis 69_4-.15 wenn man mit jährlichen Inflationsraten arbeitet- dem Ergebnis von D.H.S.Y. -.13- sehr nahe kommt. Bis auf die Verwendung eines saisonbereinigten $\log(\sigma_y)^A_{t-4}$ Gliedes und die Aufnahme einer Vermögensvariable als integraler Anpassungsmechanismus (das $NLOY_t$-Glied) ist die Spezifizierung des Verfassers mit der von D.H.S.Y. fast identisch. Der Hauptunterschied besteht darin, daß hier eine Gleichung vorgeschlagen wird, der durchweg eine theoretische Begründung zugrunde liegt. Dies bedeutet jedoch nicht, daß nicht auch andere, ebenso datenkonforme Erklärungen denkbar sind wie die hier vorgeschlagene. Der Verfasser sieht, zwecks Überprüfung seiner Ergebnisse nicht die Möglichkeit, weitere Tests zu formulieren; vorerst muß er bei dieser Feststellung verbleiben. Es bleibt abzuwarten, ob neue Daten zu gegebener Zeit eine Unterscheidung zwischen den verschiedenen Gleichungen ermöglichen werden. Bei dem gegenwärtigen Datenstand weisen sie fast identische statistische Eigenschaften auf.

Methodologische Vorbemerkungen zur Studie über Deutschland.

In der Studie für Deutschland wurden durchweg Halbjahresdaten verwendet.

Die Daten über liquide Mittel stammen aus dem Sonderdruck der Deutschen Bundesbank "Zahlenübersichten und methodologische Erläuterungen zur gesamtwirtschaftlichen Finanzierungsrechnung der Deutschen Bundesbank".

Netto liquide Mittel sind definiert als: Geldanlage bei Banken + Geldanlage bei Bausparkassen + Geldanlage bei Versicherungen - kurzfristige Bankkredite.

Konsum besteht hier aus kurz- und langlebigen Konsumgütern.

Die Daten über Konsumausgaben, verfügbares Einkommen und den Preisindex stammen aus

a) Volkswirtschaftliche Gesamtrechnung. Revidierte Ergebnisse 1960 bis 1976 für die Periode 1960_1 bis 1974_2

b) Volkswirtschaftliche Gesamtrechnung 1977 Vorbericht für die Periode 1975_1 bis 1977_2

Im übrigen gelten dieselben methodologischen Vorbemerkungen wie für Großbritannien.

VIII. Kapitel

Deutschland

Als weiteren Test hat der Verfasser geprüft, ob auf Grund der von ihm entwickelten Theorie das Konsumverhalten auch in einem Land erklärt werden kann, in dem die Erfahrungen mit der Inflation sich von denen in Großbritannien in starkem Maße unterscheiden. Deutschland ist dafür ein idealer Fall. Glücklicherweise hat die Bundesbank in letzter Zeit eine revidierte Reihe über die jährliche Haltung an liquiden Mitteln des persönlichen Sektors sowie deren halbjährliche Veränderungen veröffentlicht.[1] Daraus läßt sich eine recht genaue halbjährliche Reihe für liquide Mittel errechnen. Auf Grund der halbjährlichen Daten für den Konsum, das verfügbare Einkommen und den Preisindex wurde zunächst folgende Regression für die Periode 62_2 bis 77_2 geschätzt.

$$\Delta_2 \log C_t = \alpha + \beta \Delta_2 \log Y_{N,t} + \gamma \Delta_1 \Delta_2 \log Y_{N,t} + \delta \log \left(\frac{C}{Y_N}\right)^{A}_{t-2} + u_t \qquad (16)$$

für $\underline{a}$ wurden Werte zwischen 0 und 1,3 mit einem Intervall von 0,1 vorgegeben. Die Ergebnisse finden sich in Tabelle 13. Ihre Ähnlichkeit mit den für England ermittelten Ergebnissen ist bemerkenswert. (Man vergleiche Tabelle 4a

1) Deutsche Bundesbank A.a.O.

und 13). Die Konsum- Einkommensdynamik ist nur wenig schneller(die durchschnittliche Verzögerung ist 1,2 statt 2 Quartale). Die unmittelbare Auswirkung einer Einkommensveränderung ist fast die gleiche(51% statt 49% der Anpassung im 1. Semester). Sogar die Entwicklung von R^2 und D.W. bei Veränderungen von $\underline{a}$ ist ziemlich ähnlich. Als einziger wichtiger Unterschied ergab sich, daß der Wert von $\underline{a}$ der R^2 maximiert für die Gesamtperiode mit 0,86 statt 0,57 ermittelt wurde. Hierfür lassen sich leicht Begründungen finden. Eine Gleichung wie

$$\Delta_2 \log C_t = \underset{(0.01)}{-.03} + \underset{(.076)}{.50}\,\Delta_2 \log Y_{N,t} + \underset{(.077)}{.28}\,\Delta_2 \log Y_{N,t-1} - \underset{(.097)}{.36}\,\log\left(\frac{C}{Y_N}\right)^{A}_{t-2} \qquad (17)$$

$$\underline{a} = \underset{(.18)}{.86} \qquad R^2 = .900 \quad D.W. = 2.02 \quad S.E. = \hat{\sigma} = .0074$$

ist eine sehr einfache Erklärung der Daten mit fast optimalen statistischen Eigenschaften.

Die schnellere Konsum- Einkommensdynamik kann darin ihren Grund haben, daß die wirtschaftliche Entwicklung in Deutschland wesentlich stetiger verläuft als in England. Einkommensveränderungen sind im allgemeinen permanenter Art, und der Konsum passt sich schneller an.

Der höhere Wert von $\underline{a}$ dürfte sich daraus erklären, daß die Deutschen, die in diesem Jahrhundert zwei Hyperinflationen durchgemacht haben, der Inflationsrate vermutlich mehr Beachtung schenken als die Engländer. Die recht straffe Geldpolitik der Bundesbank trägt diesem Umstand Rechnung.

Wenn nicht versucht wurde, in die deutsche Konsumfunktion Vermögenseffekte einzuführen, so hatte dies 2 Gründe:

1) Der Konsum aus wahrgenommenem Einkommen ist so stetig und die wahrgenommene Inflation der tatsächlichen so nahe gewesen, daß es erhebliche Vermögensungleichgewichte wohl nicht gegeben haben kann. Dies und die guten statistischen Eigenschaften der Gleichung (17) lassen erwarten, daß es sehr schwer sein würde, einen starken Vermögenseffekt festzuhalten, selbst wenn er latent vorhanden ist.

2) Der starke Anstieg der Relation zwischen liquiden Mitteln und Einkommen in Deutschland erschwert es eine einfache Funktion zwischen gewünschten liquiden Mitteln und Einkommen zu spezifizieren. In der Zeit von 1960 bis 1977 sind die liquiden Mittel ungefähr doppelt so schnell gewachsen wie das Einkommen. Es ist jedoch kaum gerechtfertigt, eine Nachfragefunktion mit einer Einkommenselastizität von 2 zu benutzen. Eine anspruchsvollere Funktion wiederum würde mehr Freiheitsgrade verbrauchen, und auch dann könnte man die Ergebnisse nur unter Vorbehalt interpretieren.

Es erscheint auch nicht sinnvoll, die Beobachtungsperiode in zwei Abschnitte aufzuteilen und für jede Hälfte Regressionen zu schätzen, um auf diesem Weg Erkenntnisse über die Parameterstabilität zu gewinnen. Schon für die Gesamtperiode gibt es nur 34 Beobachtungswerte.

Auch für Deutschland wurden alle in Kapitel VII beschriebenen Formulierungen durchgerechnet. Die Unterschiede waren aber wiederum zu gering, um irgendwelche Schlüsse zuzulassen. Es ergab sich lediglich, daß die Formulierung auf Grund eines zweijährigen Mittels der Inflationsrate nun eindeutig, wenn auch geringfügig besser (R^2 und D.W.) war als die, der die einjährige Inflationsrate zu Grunde gelegt wurde.

IX. Kapitel

Schlußfolgerungen

In den ersten beiden Kapiteln dieser Arbeit hat der Verfasser eine recht einfache Theorie über das Konsumverhalten bei Inflation aufgestellt. Sie weicht in mehreren Aspekten von dem "realen Kasseneffekt" ab und führt nach seiner Auffassung zu wesentlichen wirtschaftspolitischen Schlußfolgerungen. Die grundsätzliche Erkenntnis besteht darin, daß in inflatorischen Zeiten das wahrgenommene Einkommen der Konsumenten in erheblichem Maße von ihrem verfügbaren Einkommen abweicht. Daraus folgt, daß die Inflation einen starken Rückgang der Konsumnachfrage bewirkt. Da letztere die Hauptkomponente der Gesamtnachfrage darstellt, sollte Inflation nach Möglichkeit vermieden werden, auch wenn inflationäre Politik unter kurzfristigen Aspekten recht attraktiv erscheinen mag.

Nachdem der Verfasser an Hand einiger einfacher Beispiele dargelegt hat, daß die gängige Formulierung des realen Kasseneffekts die Inflationseffekte, die ihn interessieren, möglicherweise nicht voll erfasst, hat er versucht, seine Theorie an Hand empirischer Daten zu testen. Es wurden zunächst Quartalsdaten für Großbritannien für die Periode 64_3 bis 77_3 verwendet. Als Grundrahmen für die Tests wurde eine Spezifizierung der Konsumfunktion verwendet, die

neuerdings von Davidson, Hendry, Srba und Yeo entwickelt worden ist.

Die Ergebnisse der Tests waren recht zufriedenstellend. Keines der Ergebnisse (auch der hier nicht erwähnten) schienen mit der Theorie des Verfassers inkompatibel zu sein. Vielmehr sind die Regressionsresultate mit allen den wichtigen Eigenschaften der ihnen zu Grunde liegenden Daten konform. Es wurde gezeigt, daß es eine Reihe ähnlicher Spezifizierungen gibt, die zu Ergebnissen mit sehr gleichartigen statistischen Eigenschaften führen; sie alle können als Proxies für das hier vorgeschlagene Modell interpretiert werden. Der Verfasser ist sich bewußt, daß auch sein Modell möglicherweise nur als ein Proxy für den wahren Daten erzeugenden Prozess anzusehen ist, aber auch in diesem Fall behalten die in der empirischen Arbeit gewonnenen wirtschaftspolitischen Erkenntnisse ihr Interesse.

Als weitere Kontrolle testete der Verfasser seine Theorie an Hand halbjährlicher Daten für Deutschland, ein Land, dessen Inflationsraten von denen in England in erheblichem Maße abweichen. Wenn schon die Qualität der Ergebnisse dieser Tests besonders war, so fiel insbesondere auch ihre Ähnlichkeit mit den für England gewonnenen Ergebnissen auf. Dies spricht dafür, daß sowohl die D.H.S.Y.--Spezifizierung der Konsumfunktion als auch die Theorie des Verfassers über Inflationseffekte der Realität recht nahe kommen.

TABELLE 1

Schätz= zeitraum	Koeffizient von $\Delta_1\Delta_4 P_t$ mit	
	$\log(\frac{C}{Y})_{t-4}$	$\log(\frac{C}{Y})^A_{t-4}$
62_4 69_4	-0.32 (.22)	-0.19 (.20)
64_3 69_4	-0.053 (.235)	0.002 (.190)
62_4 75_4	-0.31 (.11)	-0.23 (.10)
70_1 77_3	0.041 (.11)	0.087 (.11)
64_3 77_3	0.044 (.090)	0.086 (.081)

TABELLE 2

Koeffizient von / Schätzzeitraum	$\Delta_4 \log Y_t$	$\Delta_1\Delta_4 \log Y_t$	$\log(\frac{C}{Y})_{t-4}$	Konst.	$\Delta_4 P_t$	$\Delta_1\Delta_4 P_t$	S.E.	R^2	D.W.
64_3 77_3	0.50 (.035)	-0.24 (.047)	-0.08 (.014)		-0.135 (.024)	0.044 (.089)	0.0071	0.863	1.90
64_3 69_4	0.42 (.070)	-0.23 (.067)	-0.06 (.030)		-0.012 (.110)	-0.053 (.240)	0.0062	0.738	1.74
70_1 77_3	0.52 (.048)	-0.25 (.070)	-0.07 (.027)		-0.120 (.041)	0.041 (.112)	0.0079	0.895	1.71
			$\log(\frac{C}{Y})^A_{t-4}$						
64_3 77_3	0.48 (.034)	-0.21 (.043)	-0.13 (.046)	-0.005 (.007)	-0.177 (.030)	0.085 (.081)	0.0064	0.894	1.69
64_3 69_4	0.43 (.059)	-0.21 (.054)	-0.20 (.086)	-0.019 (.015)	-0.120 (.110)	0.025 (.190)	0.0049	0.850	1.66
70_1 77_3	0.49 (.057)	-0.22 (.059)	-0.10 (.063)	-0.002 (.011)	-0.170 (.047)	0.040 (.100)	0.0075	0.910	1.61

TABELLE 3a

Wert von a \ Koeffizient von	$\Delta_4 \log Y_{N,t}$	$\Delta_1\Delta_4 \log Y_{N,t}$	$\log(\frac{C}{Y_N})^A_{t-4}$	Konst.	S.E.	R^2	D.W.	$\sum \hat{u}_t^2$
0.0	0.50 (.042)	-0.25 (.046)	0.09 (.034)	0.02 (.007)	0.0083	0.811	1.47	0.0033
0.1	0.49 (.042)	-0.25 (.044)	0.10 (.037)	0.02 (.007)	0.0082	0.817	1.52	0.0032
0.2	0.49 (.041)	-0.25 (.043)	0.10 (.040)	0.02 (.008)	0.0082	0.815	1.52	0.0032
0.3	0.49 (.041)	-0.25 (.043)	0.09 (.044)	0.02 (.008)	0.0083	0.811	1.47	0.0033
0.4	0.48 (.042)	-0.24 (.043)	0.08 (.049)	0.02 (.009)	0.0085	0.803	1.39	0.0035
0.5	0.48 (.042)	-0.24 (.043)	0.05 (.055)	0.02 (.009)	0.0087	0.792	1.27	0.0036
0.6	0.48 (.040)	-0.23 (.044)	0.02 (.061)	0.01 (.010)	0.0090	0.780	1.13	0.0039
0.7	0.48 (.043)	-0.23 (.048)	-0.04 (.067)	0.02 (.010)	0.0092	0.769	0.99	0.0040
0.8	0.48 (.042)	-0.22 (.043)	-0.09 (.071)	-0.01 (.011)	0.0093	0.764	0.88	0.0041
0.9	0.48 (.041)	-0.20 (.042)	-0.16 (.071)	-0.02 (.010)	0.0093	0.765	0.82	0.0041
1.0	0.47 (.038)	-0.19 (.041)	-0.22 (.069)	-0.02 (.010)	0.0091	0.772	0.82	0.0040

TABELLE 3b

Koeffizient von / Wert von a	$\Delta_4 \log Y_{N,t}$	$\Delta_1\Delta_4 \log Y_{N,t}$	$\log(\frac{C}{Y_N})^A_{t-4}$	Konst.	S.E.	R^2	D.W.	$\Sigma \hat{u}_t^2$
0.0	0.45 (.059)	-0.21 (.046)	-0.21 (.084)	-0.026 (.015)	0.0048	0.832	1.57	0.00040
0.1	0.47 (.060)	-0.20 (.045)	-0.26 (.099)	-0.034 (.017)	0.0047	0.840	1.60	0.00038
0.2	0.46 (.059)	-0.20 (.045)	-0.25 (.099)	-0.030 (.016)	0.0047	0.839	1.61	0.00038
0.3	0.45 (.059)	-0.19 (.045)	-0.24 (.100)	-0.030 (.016)	0.0048	0.837	1.61	0.00038
0.4	0.44 (.058)	-0.19 (.045)	-0.23 (.100)	-0.030 (.016)	0.0048	0.834	1.61	0.00039
0.5	0.44 (.058)	-0.19 (.046)	-0.22 (.100)	-0.020 (.016)	0.0049	0.829	1.61	0.00040
0.6	0.43 (.058)	-0.18 (.046)	-0.21 (.100)	-0.020 (.016)	0.0049	0.824	1.59	0.00042
0.7	0.41 (.057)	-0.18 (.046)	-0.19 (.100)	-0.018 (.016)	0.0050	0.817	1.57	0.00043
0.8	0.40 (.057)	-0.18 (.047)	-0.18 (.100)	-0.015 (.016)	0.0051	0.810	1.56	0.00045
0.9	0.39 (.056)	-0.17 (.047)	-0.17 (.110)	-0.013 (.016)	0.0052	0.802	1.54	0.00047
1.0	0.38 (.058)	-0.17 (.048)	-0.16 (.100)	-0.10 (.015)	0.0053	0.793	1.51	0.00053

TABELLE 3c

Wert von $\underline{a}$ / Koeffizient von	$\Delta_4 \log Y_{N,t}$	$\Delta_1\Delta_4 \log Y_{N,t}$	$\log(\frac{C}{Y_N})^A_{t-4}$	Konst.	S.E.	R^2	D.W.	$\Sigma \hat{u}_t^2$
0.0	0.57 (.060)	-0.27 (.052)	0.034 (.055)	0.064 (.013)	0.0086	0.862	1.47	0.0021
0.1	0.57 (.058)	-0.27 (.060)	0.034 (.053)	0.008 (.013)	0.0088	0.855	1.51	0.0020
0.2	0.56 (.057)	-0.27 (.058)	0.033 (.053)	0.007 (.013)	0.0089	0.864	1.50	0.0020
0.3	0.55 (.056)	-0.26 (.058)	0.023 (.067)	0.005 (.014)	0.0090	0.858	1.44	0.0021
0.4	0.55 (.056)	-0.26 (.058)	0.008 (.073)	0.003 (.014)	0.0093	0.849	1.33	0.0023
0.5	0.54 (.056)	-0.25 (.059)	-0.015 (.079)	-0.000 (.015)	0.0097	0.837	1.19	0.0024
0.6	0.53 (.056)	-0.25 (.059)	-0.047 (.085)	-0.005 (.015)	0.0100	0.824	1.06	0.0026
0.7	0.53 (.056)	-0.24 (.060)	-0.087 (.090)	-0.010 (.015)	0.0100	0.812	0.94	0.0028
0.8	0.52 (.056)	-0.22 (.060)	-0.130 (.092)	-0.016 (.015)	0.0110	.802	0.84	0.0030
0.9	0.51 (.056)	-0.21 (.059)	-0.180 (.092)	-0.021 (.014)	0.0110	0.795	0.78	0.0031
1.0	0.49 (.056)	-0.20 (.058)	-0.220 (.089)	-0.025 (.013)	0.0110	0.792	0.76	0.0031

TABELLE 4a

Koeffizient von / Wert von $\underline{a}$	$\Delta_4 \log Y_{N,t}$	$\Delta_1\Delta_4 \log Y_{N,t}$	$\log(\frac{C}{Y_N})^A_{t-4}$	$LOY_{N,t}$	Konst.	S.E.	R^2	D.W.	$\Sigma \hat{u}_t^2$
0.0	0.48 (.033)	-0.23 (.035)	-0.17 (.059)	0.10 (.019)	-0.13 (.031)	0.0064	0.889	1.38	0.0019
0.1	0.49 (.031)	-0.23 (.033)	-0.18 (.056)	0.10 (.017)	-0.14 (.028)	0.0061	0.901	1.55	0.0017
0.2	0.49 (.029)	-0.23 (.031)	-0.20 (.053)	0.10 (.016)	-0.14 (.025)	0.0058	0.910	1.70	0.0016
0.3	0.48 (.028)	-0.23 (.029)	-0.21 (.050)	0.10 (.014)	-0.14 (.023)	0.0056	0.917	1.86	0.0015
0.4	0.48 (.027)	-0.22 (.027)	-0.22 (.048)	0.10 (.013)	-0.14 (.020)	0.0054	0.922	2.00	0.0014
0.5	0.47 (.026)	-0.22 (.027)	-0.23 (.047)	0.10 (.012)	-0.14 (.019)	0.0053	0.925	2.09	0.0013
0.6	0.46 (.025)	-0.21 (.026)	-0.24 (.045)	0.10 (.010)	-0.14 (.017)	0.0053	0.925	2.13	0.0013
0.7	0.46 (.025)	-0.21 (.026)	-0.24 (.045)	0.099 (.010)	-0.14 (.016)	0.0053	0.923	2.09	0.0013
0.8	0.44 (.025)	-0.20 (.026)	-0.24 (.045)	0.096 (.010)	-0.13 (.015)	0.0055	0.919	2.01	0.0014
0.9	0.43 (.025)	-0.19 (.026)	-0.23 (.045)	0.092 (.010)	-0.12 (.014)	0.0057	0.913	1.88	0.0015
1.0	0.41 (.026)	-0.19 (.027)	-0.23 (.045)	0.088 (.011)	-0.12 (.014)	0.0059	0.906	1.73	0.0017

TABELLE 4b

Koeffizient von / Wert von $\underline{a}$	$\Delta_4 \log Y_{N,t}$	$\Delta_1\Delta_4 \log Y_{N,t}$	$\log(\frac{C}{Y_N})^A_{t-4}$	$LOY_{N,t}$	Konst.	S.E.	R^2	D.W.	$\Sigma \hat{u}_t^2$
0.0	0.51 (.061)	-0.22 (.[illegible])	-0.30 (.[illegible])	0.078 (.[illegible])	-0.12 (.[illegible])	0.0045	0.864	1.[illegible]	0.[illegible]
0.1	[illegible] (.[illegible])	-0.22 (.[illegible])	-0.29 (.[illegible])	0.077 (.[illegible])	-0.12 (.[illegible])	0.[illegible]	0.[illegible]	2.00	0.[illegible]
0.2	0.50 (.059)	-0.22 (.[illegible])	-0.29 (.[illegible])	0.[illegible] (.[illegible])	-0.12 (.[illegible])	0.[illegible]	0.868	2.04	[illegible]
0.3	0.50 (.[illegible])	-0.22 (.[illegible])	-0.28 (.[illegible])	0.080 (.[illegible])	-0.12 (.[illegible])	0.0044	0.868	2.05	0.[illegible]
0.4	0.49 (.059)	-0.21 (.[illegible])	-0.27 (.096)	0.082 (.042)	-0.12 (.052)	0.0044	0.866	2.06	0.[illegible]
0.5	0.48 (.058)	-0.21 (.044)	-0.27 (.097)	0.083 (.043)	-0.12 (.053)	0.0045	0.862	2.04	0.[illegible]
0.6	0.47 (.058)	-0.21 (.044)	-0.26 (.094)	0.084 (.043)	-0.12 (.054)	0.0046	0.858	2.00	0.00033
0.7	0.46 (.059)	-0.21 (.045)	-0.25 (.100)	0.085 (.043)	-0.12 (.055)	0.0047	0.852	1.96	0.00036
0.8	0.45 (.059)	-0.20 (.[illegible])	-0.25 (.102)	0.085 (.044)	-0.127 (.057)	0.0048	0.846	1.90	0.00036
0.9	0.44 (.060)	-0.20 (.046)	-0.24 (.103)	0.086 (.045)	-0.12 (.058)	0.0049	0.838	1.85	0.00038
1.0	0.43 (.060)	-0.19 (.047)	-0.23 (.110)	0.086 (.045)	-0.12 (.060)	0.0050	0.830	1.79	0.00040

Koeffizient von / Wert von a	$\Delta_4 \log Y_{N,t}$	$\Delta_1\Delta_4 \log Y_{N,t}$	$\log(\frac{C}{Y_N})^A_{t-4}$	$LOY_{N,t}$	Konst.	S.E.	R^2	D.W.	$\Sigma \hat{u}_t^2$
0.0	0.53 (.051)	-0.25 (.052)	-0.21 (.090)	0.093 (.028)	-0.13 (.045)	0.0074	0.908	1.40	0.00140
0.1	0.53 (.047)	-0.24 (.048)	-0.22 (.095)	0.095 (.024)	-0.14 (.039)	0.0070	0.918	1.58	0.00120
0.2	0.52 (.044)	-0.24 (.044)	-0.22 (.075)	0.096 (.021)	-0.14 (.034)	0.0067	0.926	1.75	0.00110
0.3	0.51 (.042)	-0.23 (.042)	-0.23 (.070)	0.098 (.019)	-0.14 (.030)	0.0064	0.931	1.90	0.00100
0.4	0.50 (.038)	-0.22 (.039)	-0.24 (.066)	0.099 (.017)	-0.14 (.027)	0.0063	0.934	1.99	0.00098
0.5	0.48 (.036)	-0.22 (.037)	-0.24 (.062)	0.099 (.016)	-0.14 (.024)	0.0062	0.936	2.04	0.00096
0.6	0.47 (.036)	-0.21 (.037)	-0.24 (.060)	0.100 (.015)	-0.14 (.0221)	0.0062	0.936	2.03	0.00096
0.7	0.45 (.035)	-0.20 (.036)	-0.24 (.058)	0.100 (.015)	-0.14 (.021)	0.0063	0.934	1.97	0.00099
0.8	0.44 (.034)	-0.20 (.036)	-0.24 (.057)	0.100 (.014)	-0.13 (.019)	0.0064	0.931	1.89	0.00100
0.9	0.42 (.034)	-0.19 (.036)	-0.24 (.056)	0.100 (.014)	-0.13 (.019)	0.0066	0.927	1.78	0.00110
1.0	0.40 (.033)	-0.18 (.036)	-0.23 (.056)	0.100 (.015)	-0.13 (.018)	0.0068	0.922	1.66	0.00120

TABELLE 4c

TABELLE 5a

Koeffizient von / Wert von a	$\Delta_4 \log Y_{N,t}$	$\Delta_1\Delta_4 \log Y_{N,t}$	$\log\left(\frac{C}{Y_N}\right)^A_{t-4}$	$NLOY_{N,t}$	Konst.	S.E.	R^2	D.W.	$\sum \hat{u}_t^2$
0.0	0.50 (.032)	-0.24 (.034)	-0.22 (.062)	0.103 (.018)	-0.004 (.007)	0.0062	0.897	1.47	0.0018
0.1	0.50 (.030)	-0.24 (.032)	-0.23 (.058)	0.100 (.016)	-0.005 (.007)	0.0059	0.907	1.65	0.0016
0.2	0.50 (.029)	-0.23 (.030)	-0.24 (.055)	0.100 (.014)	-0.006 (.007)	0.0056	0.915	1.83	0.0015
0.3	0.50 (.027)	-0.23 (.028)	-0.25 (.052)	0.100 (.013)	-0.007 (.006)	0.0054	0.921	1.99	0.0014
0.4	0.49 (.026)	-0.23 (.027)	-0.26 (.050)	0.099 (.012)	-0.007 (.006)	0.0053	0.925	2.10	0.0013
0.5	0.49 (.026)	-0.22 (.026)	-0.26 (.048)	0.096 (.010)	-0.007 (.006)	0.0053	0.926	2.15	0.0013
0.6	0.47 (.026)	-0.21 (.026)	-0.26 (.047)	0.093 (.010)	-0.007 (.006)	0.0053	0.924	2.14	0.0013
0.7	0.46 (.026)	-0.21 (.026)	-0.26 (.047)	0.089 (.009)	-0.007 (.007)	0.0054	0.920	2.06	0.0014
0.8	0.45 (.026)	-0.20 (.026)	-0.26 (.047)	0.085 (.009)	-0.006 (.007)	0.0056	0.915	1.93	0.0015
0.9	0.44 (.026)	-0.19 (.027)	-0.25 (.047)	0.080 (.010)	-0.005 (.007)	0.0059	0.907	1.78	0.0016
1.0	0.42 (.027)	-0.18 (.028)	-0.24 (.047)	0.077 (.010)	-0.003 (.007)	0.0062	0.898	1.62	0.0018

TABELLE 5b

Wert von a \ Koeffizient von	$\Delta_4 \log Y_{N,t}$	$\Delta_1\Delta_4 \log Y_{N,t}$	$\log(\frac{C}{Y_N})^A_{t-4}$	$NLOY_{N,t}$	Konst.	S.E.	R^2	D.W.	$\Sigma \hat{u}_t^2$
0.0	0.51 (.061)	-0.22 (.046)	-0.30 (.096)	0.084 (.052)	-0.020 (.014)	0.0045	0.862	1.90	0.00035
0.1	0.50 (.060)	-0.22 (.045)	-0.29 (.096)	0.087 (.050)	-0.020 (.014)	0.0045	0.864	1.97	0.00032
0.2	0.50 (.060)	-0.22 (.045)	-0.29 (.096)	0.090 (.050)	-0.015 (.014)	0.0044	0.866	2.01	0.00032
0.3	0.49 (.060)	-0.22 (.045)	-0.28 (.096)	0.092 (.050)	-0.013 (.017)	0.0045	0.865	2.03	0.00032
0.4	0.49 (.059)	-0.22 (.045)	-0.27 (.097)	0.094 (.050)	-0.011 (.017)	0.0045	0.866	2.03	0.00032
0.5	0.48 (.059)	-0.21 (.045)	-0.27 (.098)	0.096 (.050)	-0.008 (.016)	0.0045	0.860	2.02	0.00033
0.6	0.47 (.059)	-0.21 (.045)	-0.26 (.100)	0.097 (.051)	-0.006 (.017)	0.0046	0.856	2.00	0.00034
0.7	0.46 (.060)	-0.21 (.046)	-0.25 (.100)	0.098 (.052)	-0.004 (.015)	0.0047	0.851	1.95	0.00035
0.8	0.45 (.060)	-0.21 (.046)	-0.25 (.100)	0.099 (.053)	-0.003 (.015)	0.0048	0.845	1.90	0.00036
0.9	0.44 (.060)	-0.20 (.046)	-0.24 (.100)	0.099 (.053)	-0.001 (.015)	0.0049	0.837	1.85	0.00038
1.0	0.43 (.061)	-0.20 (.047)	-0.23 (.100)	0.100 (.054)	0.0 (.015)	0.0050	0.829	1.79	0.00040

TABELLE 5c

Koeffizient von / Wert von a	$\Delta_4 \log Y_{N,t}$	$\Delta_1\Delta_4 \log Y_{N,t}$	$\log(\frac{C}{Y_N})^A_{t-4}$	$NLOY_{N,t}$	Konst.	S.E.	R^2	D.W.	$\Sigma \hat{u}_t^2$
0.0	0.54 (.050)	-0.25 (.051)	-0.24 (.093)	0.092 (.024)	-0.012 (.012)	0.0073	0.911	1.47	0.00130
0.1	0.54 (.048)	-0.25 (.047)	-0.24 (.085)	0.093 (.024)	-0.013 (.012)	0.0069	0.920	1.55	0.00120
0.2	0.53 (.043)	-0.24 (.044)	-0.25 (.078)	0.093 (.020)	-0.012 (.011)	0.0065	0.927	1.82	0.00110
0.3	0.52 (.040)	-0.24 (.041)	-0.25 (.072)	0.093 (.018)	-0.011 (.010)	0.0064	0.932	1.95	0.00100
0.4	0.51 (.038)	-0.23 (.039)	-0.26 (.068)	0.094 (.016)	-0.010 (.010)	0.0063	0.935	2.03	0.00098
0.5	0.49 (.037)	-0.22 (.038)	-0.26 (.065)	0.094 (.015)	-0.008 (.009)	0.0062	0.935	2.05	0.00097
0.6	0.48 (.036)	-0.22 (.037)	-0.26 (.062)	0.094 (.014)	-0.007 (.009)	0.0063	0.934	2.02	0.00098
0.7	0.46 (.035)	-0.21 (.037)	-0.25 (.061)	0.093 (.014)	-0.005 (.009)	0.0064	0.932	1.95	0.00103
0.8	0.44 (.035)	-0.20 (.037)	-0.26 (.060)	0.093 (.014)	-0.003 (.009)	0.0065	0.928	1.84	0.00108
0.9	0.43 (.034)	-0.19 (.037)	-0.25 (.059)	0.092 (.014)	-0.001 (.009)	0.0068	0.923	1.73	0.00116
1.0	0.40 (.034)	-0.19 (.038)	-0.25 (.058)	0.092 (.015)	-0.001 (.009)	0.0070	0.917	1.61	0.00124

TABELLE 6a

Wert von $\underline{a}$	Koeffizient von $\log(\frac{C}{Y_N})^A_{t-4}$			Koeffizient von $LOY_{N,t}$			Konstante		
	$64_3\ 77_3$	$64_3\ 69_4$	$70_1\ 77_3$	$64_3\ 77_3$	$64_3\ 69_4$	$70_1\ 77_3$	$64_3\ 77_3$	$64_3\ 69_4$	$70_1\ 7$
0.3	-0.21 (.05)	-0.28 (.09)	-0.23 (.07)	0.105 (.014)	0.080 (.042)	0.098 (.019)	-0.14 (.023)	-0.12 (.052)	-0.1 (.03
0.4	-0.22 (.05)	-0.27 (.10)	-0.24 (.07)	0.105 (.013)	0.082 (.042)	0.099 (.017)	-0.14 (.020)	-0.12 (.052)	-0.1 (.02
0.5	-0.23 (.05)	-0.27 (.10)	-0.24 (.06)	0.100 (.012)	0.083 (.042)	0.099 (.016)	-0.14 (.019)	-0.12 (.053)	-0.1 (.02

TABELLE 6b

Wert von $\underline{a}$	Koeffizient von $\log(\frac{C}{Y_N})^A_{t-4}$			Koeffizient von $NLOY_{N,t}$			Konstante		
	$64_3\ 77_3$	$64_3\ 69_4$	$70_1\ 77_3$	$64_3\ 77_3$	$64_3\ 69_4$	$70_1\ 77_3$	$64_3\ 77_3$	$64_3\ 69_4$	70_1
0.3	-0.25 (.05)	-0.28 (.10)	-0.25 (.07)	0.100 (.013)	0.092 (.050)	0.093 (.018)	-.007 (.006)	-.013 (.017)	-.01 (.01
0.4	-0.25 (.05)	-0.27 (.10)	-0.26 (.07)	0.100 (.012)	0.094 (.050)	0.094 (.016)	-.007 (.006)	-.011 (.017)	-.01 (.01
0.5	-0.26 (.05)	-0.27 (.10)	-0.26 (.06)	0.100 (.010)	0.096 (.050)	0.094 (.015)	-.007 (.006)	-.008 (.016)	-.00 (.00

TABELLE :

Schätz= zeitraum \ Koeffizient von	$\Delta_4 \log Y_{N,t}$	$\Delta_1 \Delta_4 \log Y_{N,t}$	$\log\left(\frac{C}{Y_N}\right)^A_{t-4}$	$NLOY_{N,t}$	Konst.	S.E.	R^2	D.W.	$\sum \hat{u}_t^2$
64_3 69_4	0.49 (.059)	-0.22 (.045)	-0.27 (.097)	0.094 (.050)	-0.011 (.017)	0.0045	0.864	2.03	0.0003
64_3 70_4	0.49 (.054)	-0.21 (.040)	-0.30 (.093)	0.081 (.046)	-0.018 (.015)	0.0043	0.858	2.34	0.0004
64_3 71_4	0.51 (.055)	-0.21 (.040)	-0.33 (.094)	0.095 (.046)	-0.020 (.015)	0.0045	0.831	2.17	0.0005
65_4 72_4	0.50 (.053)	-0.21 (.042)	-0.32 (.120)	0.079 (.064)	-0.021 (.015)	0.0051	0.882	2.03	0.0006
66_4 73_4	0.52 (.055)	-0.16 (.042)	-0.41 (.120)	0.115 (.053)	-0.028 (.011)	0.0049	0.917	2.31	0.0006
67_4 74_4	0.56 (.048)	-0.21 (.040)	-0.39 (.130)	0.142 (.044)	-0.021 (.011)	0.0052	0.912	2.05	0.0006
68_4 75_4	0.51 (.035)	-0.20 (.047)	-0.29 (.098)	0.100 (.029)	-0.013 (.010)	0.0059	0.920	2.00	0.0008
69_4 75_4	0.50 (.037)	-0.23 (.039)	-0.25 (.068)	0.100 (.017)	-0.007 (.010)	0.0062	0.932	2.06	0.0009
70_4 77_3	0.51 (.038)	-0.23 (.039)	-0.26 (.068)	0.094 (.018)	-0.010 (.010)	0.0063	0.935	2.03	0.0010
64_4 77_3	0.45 (.026)	-0.23 (.027)	-0.25 (.050)	0.099 (.012)	-0.007 (.006)	0.0053	0.925	2.10	0.0013

TABELLE 8

Koeffizient von / Schätz=zeitraum	$\Delta_4 \log Y_{N,t}$	$\Delta_4 \log Y_{N,t-1}$	$\log(\frac{C}{Y_N})^A_{t-4}$	$NLOY_{N,t}$	Konst.	$\bar{a}$	S.E.	R^2	D.W.
64_3 69_4	0.24 (.056)	0.23 (.047)	-0.22 (.053)	0.087 (.053)	-0.004 (.017)	0.28 (.35)	0.0047	0.859	2.01
64_3 70_4	0.25 (.054)	0.21 (.043)	-0.21 (.083)	0.070 (.050)	-0.006 (.016)	0.43 (.34)	0.0047	0.842	2.40
64_3 71_4	0.25 (.054)	0.21 (.043)	-0.21 (.086)	0.074 (.050)	-0.004 (.015)	0.59 (.28)	0.0050	0.804	2.33
66_4 72_4	0.27 (.049)	0.21 (.045)	-0.23 (.097)	0.050 (.064)	-0.014 (.014)	0.44 (.26)	0.0054	0.875	2.10
67_4 73_4	0.38 (.060)	0.14 (.042)	-0.41 (.110)	0.110 (.049)	-0.030 (.011)	0.38 (.20)	0.0048	0.925	2.47
68_4 74_4	0.34 (.055)	0.21 (.048)	-0.42 (.150)	0.140 (.060)	-0.023 (.013)	0.48 (.28)	0.0052	0.917	2.17
69_4 75_4	0.27 (.050)	0.17 (.053)	-0.19 (.100)	0.048 (.045)	-0.004 (.014)	0.84 (.40)	0.0054	0.924	2.15
70_4 76_4	0.26 (.048)	0.22 (.043)	-0.25 (.063)	0.096 (.017)	-0.004 (.004)	0.54 (.28)	0.0036	0.931	2.24
70_4 77_3	0.27 (.044)	0.22 (.040)	-0.25 (.062)	0.092 (.015)	-0.008 (.009)	0.49 (.17)	0.0062	0.938	2.14
64_4 77_3	0.26 (.029)	0.22 (.027)	-0.24 (.045)	0.093 (.010)	-0.005 (.006)	0.49 (.11)	0.0053	0.927	2.23

TABELLE 9

Jahres= ende	Y_t^D	$Y_{N,t}$ (a=0.5)	$Y_t^D - Y_{N,t}$	$\frac{Y_t^D - Y_{N,t}}{Y_t^D} \cdot 100$
65_4	31.498	31.036	462	1.47 %
66_4	32.214	31.696	518	1.61 %
67_4	32.650	32.260	391	1.20 %
68_4	33.276	32.815	461	1.39 %
69_4	33.535	32.880	655	1.95 %
70_4	34.755	33.997	758	2.18 %
71_4	35.534	34.500	1034	2.91 %
72_4	38.290	37.193	1097	2.87 %
73_4	40.637	39.553	1085	2.67 %
74_4	41.410	39.732	1679	4.05 %
75_4	41.160	38.701	2460	5.98 %
76_4	41.461	39.104	2357	5.69 %
77_3	40.621	38.633	1988	4.89 %

TABELLE 10

Jahres= ende	$\underset{=}{a}=0.5 \log(\frac{C}{Y_N})^A_{t-4}$	$NLOY_{N,t}$	$-0.26\log(\frac{C}{Y_N})^A_{t-4} + 0.096 \cdot NLOY_{N,t}$
65_4	-0.15	-1.85	-0.14
66_4	-0.16	-1.85	-0.14
67_4	-0.16	-1.83	-0.13
68_4	-0.16	-1.82	-0.13
69_4	-0.15	-1.80	-0.13
70_4	-0.14	-1.81	-0.14
71_4	-0.15	-1.84	-0.14
72_4	-0.15	-1.86	-0.14
73_4	-0.18	-1.95	-0.14
74_4	-0.20	-1.97	-0.14
75_4	-0.20	-2.03	-0.14
76_4	-0.18	-2.09	-0.15
77_3	-0.19	-2.13	-0.15

$p^{e}_{t} = (p_t / p_{t-4} - 1)/4$

Koeffizient von / Schätz-zeitraum	$\Delta_4 \log Y_{N,t}$	$\Delta_4 \log Y_{N,t-1}$	$\log(\frac{C}{Y_N})^{A}_{t-4}$	$NLOY_{N,t}$	Konst.	$\bar{a}$	S.E.	R^2	D.W.
$64\,{}_3$ $69\,{}_4$	0.23 (.052)	0.23 (.044)	-0.22 (.078)	0.083 (.049)	-0.004 (.015)	0.35 (.22)	0.0044	0.877	2.45
$64\,{}_3$ $70\,{}_4$	0.25 (.054)	0.21 (.042)	-0.22 (.081)	0.056 (.048)	-0.011 (.015)	0.32 (.21)	0.0046	0.847	2.45
$64\,{}_3$ $71\,{}_4$	0.24 (.053)	0.21 (.042)	-0.22 (.083)	0.059 (.049)	-0.009 (.015)	0.43 (.17)	0.0048	0.819	2.46
$65\,{}_4$ $72\,{}_4$	0.25 (.048)	0.21 (.043)	-0.22 (.096)	0.065 (.061)	-0.009 (.015)	0.36 (.18)	0.0052	0.884	2.27
$67\,{}_4$ $73\,{}_4$	0.35 (.064)	0.13 (.042)	-0.39 (.120)	0.096 (.055)	-0.031 (.010)	0.25 (.16)	0.0049	0.922	2.34
$63\,{}_4$ $74\,{}_4$	0.31 (.063)	0.18 (.052)	-0.43 (.150)	0.130 (.072)	-0.027 (.012)	0.46 (.29)	0.0053	0.914	2.19
$69\,{}_4$ $75\,{}_4$	0.27 (.052)	0.16 (.050)	-0.29 (.086)	0.065 (.047)	-0.016 (.009)	0.68 (.30)	0.0058	0.925	2.33
$70\,{}_4$ $76\,{}_3$	0.27 (.050)	0.24 (.044)	-0.29 (.083)	0.120 (.020)	-0.010 (.010)	0.22 (.14)	0.0066	0.925	2.28
$64\,{}_3$ $77\,{}_3$	0.25 (.030)	0.23 (.028)	-0.30 (.048)	0.120 (.011)	-0.010 (.006)	0.32 (.083)	0.0054	0.922	2.24

TABELLE 11

TABELLE 12

Koeffizient / Schätz- von zeitraum	$\Delta_4 \log Y_t$	$\Delta_1\Delta_4 \log Y_t$	$\log(\frac{C}{Y})^{A}_{t-4}$	$NLOY_t$	Konst.	$\frac{L_{t-1} \cdot \Delta_8 P_t}{2 \cdot \sum_{i=0}^{3} Y_{t-i}}$	S.E.	R^2	D.W.
64_3 77_3	0.50 (.024)	-0.23 (.030)	-0.24 (.051)	0.043 (.017)	-0.004 (.006)	-0.140 (.050)	0.0054	0.923	2.05
64_3 69_4	0.48 (.053)	-0.23 (.044)	-0.24 (.085)	0.088 (.058)	-0.007 (.020)	-0.065 (.188)	0.0048	0.854	1.84
70_1 77_3	0.50 (.045)	-0.23 (.045)	-0.20 (.076)	0.047 (.026)	-0.005 (.010)	-0.240 (.080)	0.0043	0.936	2.01
						$\frac{L_{t-1} \cdot 4P_t}{\sum_{i=0}^{3} Y_{t-1}}$			
64_3 77_3	0.49 (.027)	-0.24 (.028)	-0.28 (.050)	0.085 (.014)	-0.011 (.006)	-0.155 (.034)	0.0052	0.930	2.31
64_3 69_4	0.46 (.059)	-0.23 (.045)	-0.23 (.078)	0.102 (.053)	0.004 (.019)	-0.200 (.120)	0.0044	0.875	2.13
70_1 77_3	0.48 (.044)	-0.24 (.043)	-0.26 (.075)	0.088 (.029)	-0.010 (.010)	-0.170 (.051)	0.0041	0.940	2.18
						$\frac{\Delta_8 P_t}{8}$			
64_3 77_3	0.49 (.028)	-0.23 (.030)	-0.22 (.050)	0.045 (.020)	-0.011 (.006)	-0.510 (.130)	0.0054	0.924	2.03
64_3 69_4	0.48 (.053)	-0.24 (.049)	-0.24 (.085)	0.085 (.056)	-0.007 (.019)	-0.200 (.520)	0.0048	0.854	1.84
70_1 77_3	0.48 (.045)	-0.22 (.045)	-0.18 (.076)	0.028 (.029)	-0.004 (.010)	-0.580 (.200)	0.0043	0.937	1.96
						$\frac{\Delta_4 P_t}{4}$			
64_3 77_3	0.48 (.025)	-0.23 (.028)	-0.27 (.049)	0.074 (.015)	-0.014 (.006)	-0.400 (.086)	0.0051	0.931	2.24
64_3 69_4	0.46 (.054)	-0.23 (.045)	-0.23 (.078)	0.097 (.051)	0.002 (.018)	-0.600 (.360)	0.0044	0.876	2.14
70_1 77_3	0.48 (.045)	-0.24 (.043)	-0.29 (.075)	0.077 (.021)	-0.015 (.010)	-0.410 (.140)	0.0041	0.941	2.13

TABELLE 13

Koeffizient von / Wert von $\underline{a}$	$\Delta_2 \log Y_{N,t}$	$\Delta_1 \Delta_2 \log Y_{N,t}$	$\log(\frac{C}{Y_N}^A)_{t-1}$	Konst.	S.E.	R^2	D.W.	$\Sigma \hat{u}_t^2$
0.0	0.85 (.07)	-0.28 (.09)	-0.15 (.07)	-0.02 (.01)	0.0041	0.842	1.43	0.0022
0.1	0.86 (.07)	-0.29 (.09)	-0.17 (.07)	-0.02 (.01)	0.0037	0.856	1.52	0.0021
0.2	0.86 (.06)	-0.30 (.08)	-0.19 (.08)	-0.02 (.01)	0.0034	0.866	1.64	0.0019
0.3	0.86 (.06)	-0.31 (.08)	-0.21 (.08)	-0.02 (.01)	0.0031	0.875	1.75	0.0018
0.4	0.86 (.06)	-0.31 (.08)	-0.23 (.09)	-0.03 (.01)	0.0028	0.884	1.85	0.00165
0.5	0.85 (.06)	-0.31 (.07)	-0.26 (.08)	-0.03 (.01)	0.0026	0.891	1.93	0.00156
0.6	0.83 (.06)	-0.30 (.07)	-0.28 (.09)	-0.03 (.01)	0.0024	0.895	1.99	0.00149
0.7	0.81 (.06)	-0.30 (.07)	-0.31 (.08)	-0.03 (.01)	0.0023	0.899	2.02	0.00144
0.8	0.79 (.06)	-0.28 (.07)	-0.34 (.09)	-0.03 (.01)	0.0022	0.900	2.01	0.00142
0.9	0.76 (.06)	-0.27 (.07)	-0.36 (.09)	-0.03 (.01)	0.0022	0.900	1.98	0.00145
1.0	0.73 (.06)	-0.26 (.07)	-0.38 (.09)	-0.03 (.01)	0.0023	0.898	1.92	0.00145
1.1	0.70 (.06)	-0.25 (.08)	-0.38 (.09)	-0.03 (.01)	0.0025	0.894	1.83	0.00151
1.2	0.67 (.06)	-0.23 (.08)	-0.38 (.09)	-0.02 (.01)	0.0027	0.887	1.73	0.0016
1.3	0.64 (.07)	-0.23 (.08)	-0.37 (.09)	-0.02 (.01)	0.0030	0.878	1.62	0.0017

LITERATURLISTE

Central Statistical Office "Economic Trends"

a) Annual Supplement 1977

b) March 1978

Central Statistical Office "Financial Statistics"

a) December 1970

b) March 1978

Davidson, Hendry, Srba and Yeo "Econometric modelling of the aggregate time-series relationship between consumers' expenditure and income in the United Kingdom".
Economic Journal, Vol.88 December 1978

A. Deaton "Involuntary saving through unanticipated inflation".
American Economic Review, Vol.67 December 1977

Deutsche Bundesbank "Zahlenübersichten und methodische Erläuterungen zur gesamtwirtschaftlichen Finanzierungsrechnung der Deutschen Bundesbank".
Sonderdruck 1978

M. Friedman "A theory of the consumption function"
Princeton University Press 1957

C.A.E. Goodhart "Money, information and uncertainty".
Macmillan Press 1976

J.R. Hicks "Value and capital" Second edition
Oxford University Press 1974

D. Patinkin "Money, interest and prices" Second edition
Harper International 1965

A.C. Pigou "The classical stationary state".
Economic Journal Vol.53 1943

R. Radner and M. Rothschild "On the allocation of effort".
Journal of Economic Theory Vol.10 1975

Statistisches Bundesamt "Volkswirtschaftliche Gesamtrechnung"
a) Revidierte Ergebnisse 1960 bis 1976
b) Konten und Standardtabellen 1977

J.C. Townend "The personal savings ratio"
Bank of England Quarterly Bulletin March 1976

K.F. Wallis "Applied Econometrics"
Gray Mills Publishing Ltd. 1972

LEBENSLAUF

Geboren:	13 September 1952 in Montreal, Kanada
Eltern:	Sophie von Ungern-Sternberg Reinhold von Ungern-Sternberg
Schulen:	2 Jahre Schule in Bonn 5 Jahre Deutsche Schule in Teheran 3 Jahre Westminster City School, London 2 Jahre Europäische Schule in Brüssel Abitur Juli 1970
Studien:	Licencié en Sciences Economiques 1974 an der Université Libre de Bruxelles Aggregation en Sciences Commerciales 1975 an der Université Libre de Bruxelles Master of Science (M.Sc. Econ.) 1976 an der London School of Economics
Berufliche Tätigkeit:	1976-77 Lecturer an der London School of Economics. 1977-79 Verwalter einer wissenschaftlichen Assistenstelle am Institut für Gesellschafts- und Wirtschaftswissenschaften der Universität Bonn bei Prof. Dr. C.C. von Weizsäcker.